**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Mudanças estruturais no mercado brasileiro de milho: impactos na oferta,
avaliação do armazenamento sob condições de incerteza e assimetria de
transmissão de preços**

André Luis Ramos Sanches

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2018**

André Luis Ramos Sanches
Bacharel em Ciências Econômicas

**Mudanças estruturais no mercado brasileiro de milho: impactos na oferta,
avaliação do armazenamento sob condições de incerteza e assimetria de
transmissão de preços**

Orientador:
Prof. Dr. **GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências.
Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Sanches, André Luis Ramos

Mudanças estruturais no mercado brasileiro de milho: Impactos na oferta, avaliação do armazenamento sob condições de incerteza e assimetria de transmissão de preços / André Luis Ramos Sanches. - - Piracicaba, 2018.

118 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Mercado de milho (Brasil) 2. Armazenagem 3. Expectativa racionais 4. Séries de tempo 5. Transmissão de preços. I. Título

DEDICATÓRIA

*Dedico ao meus pais Roberto e Odifélia,
e meus irmãos Juliana e Eduardo.
Graças ao esforço e apoio da minha família
tive a oportunidade de avançar com os meus estudos.*

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Geraldo Sant’Ana de Camargo Barros, pelo apoio firme e orientação. Agradeço pela confiança que depositou em meu trabalho e entusiasmo das discussões.

Meus agradecimentos ao Professor Lucilio Alves pelo conhecimento compartilhado, pela orientação e amizade. Agradeço pela seriedade de sua leitura e indispensáveis contribuições. Agradeço pelas oportunidades concedidas, em especial, em participar como pesquisador do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, importante etapa profissional e de amadurecimento pessoal.

Ao Professor Cassiano Bragagnolo pela orientação, amizade e pronto atendimento sempre que necessário. À Professora Mirian Bacchi pelas importantes sugestões recebidas para o aprimoramento desta pesquisa, pelos ensinamentos de Série Temporal e oportunidade de participar do estágio de docência do Programa de Aperfeiçoamento de Ensino.

À Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, em especial, aos Professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia, por me acolher nos últimos sete anos e contribuições à minha formação educacional e profissional.

À minha companheira Ana Paula Teles, pelo incentivo, companheirismo e tornar os meus dias mais alegres. Aos meus familiares e amigos pelo convívio e amparo nos momentos em que precisei.

Por fim, agradeço o investimento que recebi da sociedade brasileira desde o primeiro ano do ensino fundamental, na forma de ensino público e fomento do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	11
1. INTRODUÇÃO.....	13
1.1 Objetivos.....	16
1.2 Organização do trabalho.....	17
Referências	17
2 OFERTA E DEMANDA MENSAL DE MILHO NO BRASIL: IMPACTOS DA SEGUNDA SAFRA	19
Resumo	19
Abstract.....	19
2.1 Introdução.....	19
2.2 Revisão de literatura	20
2.2.1 Evolução da oferta e demanda de milho no Brasil.....	25
2.2.1.1 Evolução da oferta de milho no Brasil	25
2.2.1.2 Evolução da demanda de milho no Brasil	30
2.3 Procedimento metodológico	32
2.4 Resultados e discussão	38
2.4.1 Fluxo mensal de oferta e demanda de milho no Brasil.....	38
2.4.2 Relação dos estoques estimados com o comportamento dos preços	46
2.5 Considerações finais	50
Referências	51
3. A REGRA ÓTIMA DE ARMAZENAMENTO DE MILHO NO BRASIL: APLICAÇÃO DE UM MODELO DINÂMICO DE EXPECTATIVAS RACIONAIS	55
Resumo	55
Abstract.....	55
3.1 Introdução.....	55
3.2 Revisão bibliográfica.....	56
3.3 Material e métodos	59
3.3.1 Modelo de tomada de decisão de armazenamento para o mercado brasileiro de milho	59
3.3.2 Algoritmo numérico utilizado para calcular a relação entre estoque de equilíbrio, produção planejada e disponibilidade corrente	62
3.3.3 Dados para estimação do modelo	65

3.3.3.1 Relação entre consumo interno e preços	65
3.3.3.2 Choques no consumo interno	65
3.3.3.3 Relação de receita esperada por hectare	66
3.3.3.4 Choques de oferta.....	66
3.3.3.5 Preço médio das exportações	67
3.3.3.6 Custo de armazenamento	67
3.3.3.7 Fatores de desconto e de perda na armazenagem	67
3.3.4 Simulação de longo prazo	67
3.4 Resultados e discussão	68
3.4.1 A regra ótima de armazenamento em função do preço esperado e área plantada	69
3.4.2 Simulação de longo prazo	72
3.5 Considerações finais	75
Referências	77
4. CONTRATO FUTURO DE BASE DE PREÇOS DE MILHO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA ENTRE AS REGIÕES	79
Resumo.....	79
Abstract	79
4.1 Introdução	79
4.2 O contrato futuro de base de preço de milho	81
4.3 Assimetria na transmissão de preços	82
4.4 Metodologia	85
4.4.1 Cálculo da base	86
4.4.2 Modelo empírico de análise de assimetria na transmissão de preços	86
4.4.3 Base de dados.....	89
4.5 Resultados	90
4.5.1 Evolução e dispersão das bases.....	92
4.5.2 Estacionariedade, causalidade e cointegração das séries	95
4.5.3 Análise da assimetria de transmissão de preços.....	99
4.5.3.1 Modelo sem correção de erros	99
4.5.3.2 Modelo com correção de erros.....	101
4.6 Conclusão.....	105
Referências.....	107
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	111
ANEXOS	115

RESUMO

Mudanças estruturais no mercado brasileiro de milho: impactos na oferta, avaliação do armazenamento sob condições de incerteza e transmissão de preços

O mercado brasileiro de milho (produção e consumo) passou por importantes mudanças estruturais nas duas primeiras décadas do século XXI, tanto nos sistemas de produção com a expansão da segunda safra como maior integração ao mercado externo, na condição de exportador. Nesse contexto, este trabalho visa a contribuir para a melhor compreensão da dinâmica da disponibilidade do cereal no mercado brasileiro, tomada de decisão de armazenagem sob condições de incertezas e transmissão assimétrica de preços entre regiões, por meio de três ensaios. Os dois primeiros são independentes, mas complementares. No primeiro, é estimado o fluxo mensal de oferta (disponibilidade) de milho no Brasil, em termos de ritmo de colheita (primeira e segunda safras) e demanda (consumo interno e exportação), para o período de fevereiro de 2001 a janeiro de 2018. Os resultados apontam a intensidade em que expansão do cultivo do milho segunda safra deslocou a maior disponibilidade interna do primeiro para o segundo semestre de cada ano, assim como as alterações nas quantidades de exportação e estoques. Partindo das evidências de alteração nos níveis de estoques, no segundo ensaio é analisada a decisão de armazenagem, sob a perspectiva de que os agentes tomam decisão de forma racional. Os resultados sugerem a forte influência da demanda externa, via exportações, sob o equilíbrio dinâmico, tanto nos preços domésticos do cereal quanto na disponibilidade e formação de estoques. No terceiro, são analisadas as relações de preços no mercado interno, em especial, os preços do cereal nas regiões de referência do contrato futuro de base de milho listado na Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3). Os resultados indicam que choques positivos nos preços em Campinas/SP são transmitidos às regiões selecionadas proporcionalmente aos choques negativos, e que os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base apresentam forte relação com os preços no mercado paulista. Em síntese, os resultados deste trabalho evidenciam a importância das exportações tanto no fluxo de oferta, demanda e atividade de armazenagem, assim como a relação dos preços do cereal em Campinas/SP com os preços de diferentes regiões do mercado interno.

Palavras-chave: Mercado brasileiro de milho; Impactos na oferta; Armazenagem; Expectativas racionais; Séries de tempo; Transmissão de preços

ABSTRACT

Structural changes in the Brazilian corn market: impacts on supply, assessment of storage in an uncertain scenario and price transmission

The Brazilian corn market (production and consumption) went through important structural changes in the first two decades of the twenty-first century, in the production system (with the expansion of the second crop) and regarding a participation increase in the international market, as an exporting country. In this context, this paper aims to enhance comprehension of the corn supply dynamics in the Brazilian market, storage decision-making in an uncertain scenario and price transmission through three papers. The first two are independent, but complementary. The first paper estimates the monthly corn supply in Brazil, in terms of harvesting pace (first and second crops) and demand (domestic consumption and exportation) between February 2001 and January 2018. The results of this study indicate how much the increase of the second crop corn has moved higher supply from the first to the second semester of each year, as well as the changes in the volumes exported and stocked. Based on the evidences of inventory changes, in the second paper, storage decision-making is assessed, considering that agents make decisions rationally. Results indicate a strong influence of exportations on the domestic corn prices, as well as on availability and stock building. The third experiment analyzes prices in the domestic market, mainly in the reference regions for the future corn contract at the B3 Stock Exchange. Results indicate that price rises of corn in Campinas (SP) are transmitted to selected regions as intensely as price drops, and that values in the reference regions for the future contract are strongly related to prices in the market of São Paulo State. In conclusion, the results obtained from this study highlight the importance of exportations for supply flow, demand and inventories, as well as the relation between corn prices in Campinas (SP) and in other Brazilian regions.

Keywords: Brazilian corn market; Impacts on supply; Storage; Rational expectations; Time series; Price transmission

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Evolução da área, produtividade e produção total de milho no Brasil, em número índice (2000/01 = 100).	28
Figura 2. Principais estados produtores de milho total (primeira e segunda safras) no Brasil.	28
Figura 3. Distribuição da produção de milho no Brasil em primeira e segunda safras.	28
Figura 4. Evolução da área, produtividade e produção de milho de 1ª safra no Brasil, em número índice (2000/01 = 100).	29
Figura 5. Evolução da área, produtividade e produção de milho de 2ª safra no Brasil, em número índice (2000/01 = 100).	29
Figura 6. Principais estados produtores de milho de 1ª safra no Brasil.....	29
Figura 7. Principais estados produtores de milho de 2ª safra no Brasil.....	29
Figura 8. Estimativa de produção mensal de milho primeira e segunda safras no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.	39
Figura 9. Evolução mensal da importação de milho no Brasil, em 1.000 toneladas.	41
Figura 10. Estimativa de disponibilidade interna total de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.	42
Figura 11. Evolução mensal de abates de aves de corte, suínos, bovinos e alojamentos de aves de postura no Brasil entre fevereiro de 2001 a janeiro de 2018.	43
Figura 12. Estimativa do rateio do consumo interno de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, com base nos segmentos de aves de corte, aves de postura, suínos abatidos e bovinos abatidos, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.	44
Figura 13. Evolução da exportação de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.	45
Figura 14. Estimativa dos estoques de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.	46
Figura 15. Evolução dos preços do milho disponível na região de Campinas/SP e a relação da estimativa de estoque mensal/(consumo+ exportação).	47
Figura 16. Evolução dos preços do milho disponível na região de Campinas/SP e a relação da estimativa de estoque final/(consumo interno + exportação)	48
Figura 17. Dispersão dos preços mensais do milho disponível na região de Campinas/SP (nominais) e a relação das estimativas de estoque (mensal) e de estoque final da Conab com o consumo.	49

Figura 18 – Relação entre disponibilidade e os níveis ótimos de armazenamento.....	69
Figura 19 – Relação entre disponibilidade e os níveis ótimos de exportação.....	71
Figura 20. Evolução dos preços reais de milho no mercado físico das regiões de Campinas/SP, Ponta Grossa/PR, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Triângulo Mineiro/MG, Rio Verde/Go, Sorriso/MT, Dourados/MS, Barreiras/BA.	90
Figura 21. Evolução do número índice preços reais de milho no mercado físico das regiões de Campinas/SP, Ponta Grossa/PR, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Triângulo Mineiro/MG, Rio Verde/Go, Sorriso/MT, Dourados/MS, Barreiras/BA (100 = 04/08/2008).	91
Figura 22. Diferenças de preços entre regiões selecionadas e a região de Campinas/SP.	94

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Balanço de oferta e demanda de milho no Brasil, em 1.000 toneladas.	31
Tabela 2. Percentual do consumo de milho brasileiro por segmento e ano-safra.	32
Tabela 3. Parâmetros iniciais utilizados no modelo	68
Tabela 4. Médias de longo prazo das variáveis endógenas – primeira safra com estoque inicial zero	73
Tabela 5. Médias de longo prazo das variáveis endógenas – segunda safra com estoque inicial zero	73
Tabela 6. Médias de longo prazo das variáveis endógenas – primeira safra com estoque inicial de 30 milhões de toneladas	74
Tabela 7. Médias de longo prazo das variáveis endógenas – segunda safra com estoque inicial de 30 milhões de toneladas	75
Tabela 8. Estatística descritiva dos preços das regiões selecionadas, em R\$/saca de 60 quilos.	92
Tabela 9. Estatística descritiva das diferenças de preços entre regiões selecionadas em relação a Campinas/SP, em R\$/saca de 60 quilos	95
Tabela 10. Resultado dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller <i>generalized least squares</i> (DF-GLS) para as séries de preços nas regiões selecionadas	96
Tabela 11. Resultado dos testes de cointegração de Johansen (1988), entre os preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas	97
Tabela 12. Resultado dos testes de causalidade de Granger entre os preços em Campinas/SP e as séries de preços das regiões selecionadas	98
Tabela 13. Resultado dos testes de assimetria de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de Houck (1977).	100
Tabela 14. Resultado do modelo de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de Engle e Granger (1987)	102
Tabela 15. Resultado dos testes de assimetria de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de von Cramon-Taubadel e Loy (1999)	104

1. INTRODUÇÃO

O milho figura entre as principais commodities agrícolas brasileiras, cultivado tanto para subsistência (em pequenas áreas), quanto de forma comercial (em diferentes tamanhos de áreas). Entre as culturas de grãos cultivadas no País, somente a soja teve volume de produção, e maior área plantada, que a cultura do milho na última década, conforme informações da Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB (2017a).

O mercado de milho (produção e consumo) no Brasil passou por mudanças estruturais importantes nas duas primeiras décadas do século XXI, com recordes de produtividade e produção, intensificação do cultivo da segunda safra e maior interação com o mercado externo, via exportações crescentes. Dentre as importantes mudanças observadas no mercado brasileiro, novas tecnologias tornaram-se disponíveis aos produtores no início do século XXI, como a liberação de variedades que contenham Organismos Geneticamente Modificados (OGM), os quais permitem maior eficiência na produção.

O cultivo em larga estaca do milho em duas safras é uma importante mudança estrutural do mercado brasileiro de milho. O menor ciclo da cultura de verão a partir do desenvolvimento de cultivares de soja precoces (de menor ciclo) permitiu o cultivo do milho segunda safra em maiores áreas a partir da década de 1990. Outros fatores contribuíram para a expansão do cultivo do milho segunda safra, como desenvolvimento de máquinas e equipamentos mais eficientes, a busca do uso mais intenso solo e mão de obra, menor custo operacional comparado ao cultivo do milho verão, os preços maiores de comercialização foram de atratividade ao cultivo do milho segunda safra.

Com a expansão do cultivo da segunda safra, ao longo da década de 1990, a participação da segunda safra na oferta nacional saltou de 4,4% na safra 1990/91, para 12,4% na safra 1999/00, graças ao cultivo principalmente no Paraná. Com a intensificação do cultivo, principalmente no Centro-Oeste, a produção da segunda safra assumiu a posição de principal safra de milho no Brasil ao longo dos anos 2000, com participação de 39,2% na oferta nacional em 2009/10; e 68,9% em 2016/17.

Sustentada pela expansão da segunda safra, a produção nacional saltou de 31,6 milhões de toneladas na safra 1999/00 para 56 milhões de toneladas em 2009/10, atingindo o recorde, até então, de 97,8 milhões de toneladas em 2016/17, segundo informações da Conab (2017a). Com o expressivo aumento da produção, o País se consolidou como o terceiro maior produtor mundial de milho na temporada 2011/12, segundo dados do United States Department of

Agriculture - USDA (2016). Nas últimas 5 safras o Brasil foi responsável por cerca de 8% da produção mundial do cereal.

Com maior volume de produção, a disponibilidade interna, resultado da soma de estoques iniciais, importação e produção, passou de 40 milhões de toneladas na temporada 2001/02, para mais de 105 milhões de toneladas em 2016/17. O consumo interno também aumentou no período, passando de 36,1 milhões de toneladas em 2000/01, para mais 56,2 milhões de toneladas na temporada 2016/17 sustentado principalmente pelo desenvolvimento dos mercados de proteína animal. O aumento na quantidade consumida pelo mercado doméstico foi menor que o aumento na disponibilidade interna; com isso aumentou expressivamente o excedente interno, disponibilidade interna subtraída do consumo interno.

Neste contexto de excedentes crescentes, o mercado brasileiro de milho passou a interagir cada vez mais com o mercado externo, via exportação. As exportações passaram de 2,5 milhões de toneladas na temporada 2001/02 para mais de 30 milhões de toneladas em 2016/17. O mercado externo absorveu cerca de 60% do excedente interno de milho do Brasil entre as safras 2000/01 e 2016/17.

O Brasil tem se mostrado competitivo em preços e qualidade no cenário mundial, com elevadas taxas de crescimento das exportações. O grande salto da exportação brasileira ocorreu na safra 2012/13, quando os Estados Unidos, tradicionalmente o principal exportador mundial do cereal, enfrentaram uma quebra de safra devido a condições climáticas adversas, levando o Brasil a ser o principal exportador mundial na temporada. Desde de então, o País se consolidou entre os três principais exportadores (USDA, 2016).

Além da expansão da produção, do excedente, da demanda interna e externa, a alteração no armazenamento de milho (estoque) também deve ser citada como uma importante mudança estrutural no mercado de milho. A relação estoque de passagem/consumo doméstico passou de 3% na temporada 2001/02 para 34,5% na temporada 2016/17.

Os níveis de estoques apresentam elevada importância como sinalizador de excedentes ou déficits para o processo de formação de preços de commodities agrícolas. Quando a relação estoque/consumo diminuí, seja por aumento no consumo ou estoques menores, é esperado que as cotações do produto passem a ter variações positivas para reduzir o ritmo de consumo e/ou atrair vendedores, e até produtores para um novo cultivo. Por outro lado, estoques maiores (maior disponibilidade) tentem a pressionar as cotações do produto.

A atividade de armazenamento de produtos agrícolas e sua relação com o comportamento dos preços ao longo do tempo são objetos de análise de um amplo número de estudos, sob a perspectiva de que a decisão de armazenar hoje não afeta somente os preços e

quantidades consumidas no período corrente, mas também os preços e quantidades nos períodos seguintes. Wright e Willians (1984), Miranda e Glauber (1993), Gardner e López (1996) e Michaelides e Serena (2000) aplicam a abordagem de expectativa racionais ao problema de armazenamento assumindo o caráter dinâmico do problema.

Apesar da extensa literatura relacionada à armazenagem de grãos e o comportamento de preços agrícolas, trabalhos que analisam o mercado brasileiro ainda são escassos. Os únicos estudos que aplicam a abordagem de expectativa racionais ao problema de armazenamento para o mercado brasileiro foram desenvolvidos por Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo et al. (2009). Ressalte-se, ainda, que o mercado de milho no Brasil experimentou mudanças estruturais importantes na última década, tanto nos sistemas de produção com a introdução da segunda safra como numa maior integração ao mercado externo, na condição de exportador. Os impactos dessas mudanças sobre a atividade de armazenamento ainda não foram discutidos na literatura.

Diante dessas mudanças estruturais do mercado brasileiro, é de se esperar uma nova dinâmica na formação de preços domésticos do milho, na transmissão de preços entre diferentes regiões. Nesse contexto, os trabalhos de Pavão e Ferreira Filho (2011), Mattos e Silveira (2015), Sanches et al. (2016) e Alves et al. (2016) analisam o comportamento dos preços de milho diante as recentes mudanças estruturais deste mercado.

Diferente de outros produtos agropecuários que têm seus preços predominantemente formados no mercado internacional, os preços do milho no mercado brasileiro são altamente sensíveis a choques regionais de oferta e demanda, apresentando em geral elevada oscilação. A necessidade de gerenciar os riscos dos agentes produtores, compradores, intermediários nas negociações envolvidos nesta cadeia em termos de variação indesejada de preço (hedge) é evidente.

A Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3) atualmente disponibiliza o contrato futuro de base de preço de milho. Este contrato permite que os agentes fixem o preço do cereal na própria região de produção ou consumo. O contrato foi lançado para que os agentes consigam, através da negociação simultânea com o contrato futuro de liquidação financeira, aumentar a eficiência da proteção contra oscilações indesejadas de preço, visto que ao fixar o preço em diferentes regiões, os agentes tendem a reduzir a volatilidade entre o preço regional e os preços em Campinas/SP, base do contrato futuro financeiro.

Tecnicamente o contrato futuro de base regional tem condições de aumentar a eficiência contra o risco de base; no entanto, atualmente este novo modelo de contrato não apresenta liquidez na Bolsa.

A relação entre os preços regionais de milho no mercado brasileiro - especificamente se choques positivos em Campinas/SP (base do contrato futuro financeiro da B3) são transmitidos na mesma intensidade que choques negativos transmissão às regiões de referência do contrato futuro de base de milho da B3 - ainda não foi discutida na literatura. A decisão dos agentes em armazenar, bem como estimativas do fluxo mensal da quantidade de milho no Brasil também carece de análise, uma vez que não foram encontrados trabalhos que abordam o tema. Com base nestes pontos pouco explorados na literatura sobre a atividade de armazenamento e transmissão de preços no Brasil, buscou-se abordar as questões citadas em um conjunto de três artigos.

1.1 Objetivos

O objetivo geral do trabalho é contribuir para a melhor compreensão da dinâmica da disponibilidade, formação de estoques e transmissão de preços entre as regiões no mercado brasileiro de milho. Por meio de modelos econômicos e estatísticos, busca-se analisar alterações no fluxo mensal de oferta de milho no Brasil e na armazenagem do cereal, sob a perspectiva de que os agentes tomam decisão de forma racional. Por fim, são examinadas a correlação e a presença de assimetria na transmissão de preços entre Campinas/SP e diferentes regiões no mercado interno.

Os objetivos específicos são:

- Estimar o fluxo mensal de oferta (disponibilidade) e demanda por milho no Brasil, e os impactos da segunda safra;
- Identificar e analisar as principais alterações no fluxo mensal dos estoques de milho no Brasil e uma possível relação com o comportamento dos preços do produto;
- Adaptar os modelos existentes na literatura de tomada de decisão de armazenagem de milho no Brasil diante as recentes mudanças estruturais deste mercado;
- Definir as funções de preço esperado e área plantada em função dos níveis de estoques de milho no Brasil;
- Encontrar os níveis de disponibilidade que viabilizam o armazenamento e qual a quantidade que deve ser armazenada para cada um destes níveis, ou seja, a regra de armazenamento ótimo do milho primeira e segunda safra;
- Analisar as relações de causalidade e integração de preços regionais no mercado brasileiro de milho;

- Identificar se choques positivos nos preços do milho em Campinas/SP são transmitidos para outras regiões do País na mesma intensidade que choques negativos, em especial, às regiões de referência do contrato futuro de base da B3.

1.2 Organização do trabalho

O trabalho é dividido em cinco capítulos. No primeiro capítulo é feita a descrição introdutória do problema a ser estudado justificando o tema proposto. Nesta parte introdutória também são apresentandos, sinteticamente, os objetivos gerais e específicos do trabalho.

No segundo capítulo, estima-se o fluxo mensal de oferta (disponibilidade) e demanda por milho no Brasil para o período de 2000/01 a 2016/17. Busca-se identificar e analisar as alterações nos níveis de disponibilidade, o impacto da segunda safra no fluxo mensal de oferta e demanda do cereal no mercado brasileiro, e uma possível relação dos níveis de estoques com o comportamento dos preços do produto.

No terceiro capítulo, é analisada a decisão de armazenagem de milho no Brasil, sob a perspectiva de que os agentes tomam decisão de forma racional a partir das recentes mudanças estruturais supracitadas deste mercado. Por meio de um modelo econômico de simulação, busca-se encontrar qual a quantidade que deve ser armazenada para diferentes níveis de disponibilidade, ou seja, a regra de armazenamento ótimo do milho primeira e segunda safra.

No quarto capítulo, o objetivo do artigo é analisar as relações de preços de milho no mercado brasileiro, em especial, os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base listado na Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3). São analisadas as relações de causalidade, integração, bem como se choques positivos nos preços do milho em Campinas/SP influenciam os preços de diferentes regiões na mesma intensidade que choques negativos.

No quinto e último capítulo deste trabalho serão feitas as considerações finais acerca dos resultados obtidos nos capítulos anteriores, buscando complementar e relacionar as conclusões feitas individualmente em cada um dos artigos supracitados.

Referências

CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento. Produtos e Serviços. Safras. Séries Históricas.** Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&t=2>>. Acesso em: 15 jan. 2018a

BRAGAGNOLO, C.; GUIMARAES, V.A. BARROS, G.S.A.C.. A regra ótima de armazenamento de arroz no Brasil. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 13, n. 1, p. 153-181, 2009.

GARDNER, B.; LÓPEZ, R. Interest-rate subsidies in price stabilization. **American Journal of Agricultural Economics**, Nashville, v. 78, n. 3, p. 508-516, 1996.

GUIMARÃES, V.A.; BARROS, G.S.A.C.. Análise do armazenamento de milho no Brasil em um mercado de economia aberta. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Rio de Janeiro. v. 44, n. 4, p. 751-771, 2006.

MATTOS, F. L. DE; SILVEIRA, R. L. F. DA. **The effects of brazilian second (winter) corn crop on price seasonality, basis behavior and integration to international market**. NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. **Anais...** St. Louis, MO: 2015 Disponível em: <http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134/conf_2015/pdf/Mattos_Silveira_NCCC_134_2015.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2017.

MICHAELIDES, A.; SERENEA, N. Estimating the rational expectations model of speculative storage: a Monte Carlo comparison of three simulation estimators. **Journal of Econometrics**, Boston, v. 1, n. 96, p. 231-266, 2000.

PAVÃO, A. R.; FERREIRA FILHO, J. B. D. S. Impactos econômicos da introdução do milho Bt11 no Brasil: uma abordagem de equilíbrio geral inter-regional. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 81–108, 2011. MIRADA, M.J.; GLAUBER, J.W. Estimation of dynamic nonlinear rational expectations models for primary commodity markets with private and government stockholding. **Review of Economics and Statistics**, v. 75, n. 3, p. 463-470, Aug. 1993.

SANCHES, A. L. R. et al. Formação de preços no mercado de milho da região de Chapecó/SC - Brasil. **Revista Espacios**, v. 37, n. 18, 24 maio 2016.

ALVES, L. R. A.; et al. Mudanças recentes na formação de preços no mercado brasileiro de milho: análise de relações entre regiões domésticas e com o mercado externo. In: **54º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural** - SOBER, 2016, Maceió. Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural - SOBER. Brasília: Sober, 2016. v. 54.

USDA. **United States Department of Agriculture. Foreign Agricultural Service (FAS). Production, Supply and Distribution Online**. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home>>. Acesso em: 16 jan. 2018.

WRIGHT, B.D.; WILLIAMS, J.C. The welfare effects of the introduction of storage. **Quarterly Journal of Economics**, New York, v. 99, p. 169-192, Feb. 194.

2 OFERTA E DEMANDA MENSAL DE MILHO NO BRASIL: IMPACTOS DA SEGUNDA SAFRA

Resumo

Neste estudo, é estimado o fluxo mensal de oferta (disponibilidade) de milho no Brasil, em termos de ritmo de colheita (primeira e segunda safras) e demanda (consumo interno e exportação), para o período de fevereiro de 2001 a janeiro de 2018. O mercado de milho no Brasil experimentou mudanças estruturais importantes nas primeiras duas décadas do século XXI, com maior oferta na segunda safra e exportações crescentes. Este trabalho visa identificar e analisar as alterações nos níveis de disponibilidade mensal do cereal no mercado brasileiro. Os resultados indicam que a expansão do cultivo do milho segunda safra alterou os meses de maiores níveis de estoques no Brasil, para o trimestre julho, agosto, setembro, e as exportações atingem os maiores níveis nos meses seguintes influenciando na rápida diminuição disponibilidade interna nos meses seguintes, que por sua vez atinge os menores níveis no trimestre janeiro, fevereiro, março.

Palavras-chave: Mercado de milho; Fluxo de oferta e demanda; Segunda safra

Abstract

This paper estimates the monthly corn supply in Brazil in terms of harvesting pace (first and second crops) and demand (domestic consumption and exportation) in the period between February 2001 and January 2018. The Brazilian corn market went through important structural changes in the first two decades of the twenty-first century, with higher supply in the second crop and growing exportations. This paper aims to identify and analyze the changes in the monthly corn supply in the Brazilian market. Results indicate that the increase in the second crop corn moved the months with higher inventories in Brazil to the third quarter of the year (July, August and September). Exportations are the highest in the following months (October, November and December), contributing for the fast supply decrease in the domestic market – availability in Brazil is the lowest in the first quarter of the year (January, February and March).

Keywords: Corn market; Flow of supply and demand; Second crop

2.1 Introdução

O mercado brasileiro do milho apresentou expressiva reestruturação em termos de composição da oferta e demanda ao longo das primeiras duas décadas do século XXI (CONAB, 2018a). Do lado da oferta, os ganhos advindos da maior produção por unidade de área e a transferência do plantio desse cereal para a segunda safra, após a colheita da soja especialmente, impactaram expressivamente os períodos de maior disponibilidade do produto (CONAB, 2018b). Do lado da demanda, além do crescimento interno pelos segmentos de proteína animal,

o grande excedente doméstico favorece a busca por novos mercados consumidores, neste caso a exportação. Assim, houve uma nova dinâmica do mercado nacional do cereal, influenciando diretamente na atuação de agentes públicos e privados.

A produção de milho no Brasil ocorre na primeira safra (semeio concentrado na primavera/verão) e na segunda safra (semeio concentrado no verão/outono). A segunda safra se encaixa num contexto de sucessão de culturas, cultivada geralmente após o semeio e colheita de soja. O sistema e o fluxo de produção em diferentes meses do ano trazem maior complexidade no entendimento do equilíbrio de oferta e demanda.

Entretanto, a disponibilidade de produto a cada mês depende de quanto de milho havia disponível no final do mês anterior, assim como quanto de milho foi colhido e quanto de importação chegou aos portos brasileiros. Este é o volume que será destinado ao consumo interno, assim como exportado e estocado para períodos posteriores.

Porém, há poucos dados disponíveis sobre os volumes de oferta e de consumo a cada mês. Não há dados oficiais referentes a estes fluxos, uma vez que as informações oficiais disponibilizadas especialmente pela CONAB (2018b), principal referência em termos de oferta e demanda nacional, indicam apenas estimativas referentes ao ano-safra, sem maiores detalhes quanto às variações ao longo do ano. Identificar a sazonalidade da disponibilidade do cereal ao longo do ano é fundamental para melhores estratégias de agentes públicos e privados deste mercado.

Nesta perspectiva, este trabalho tem como objetivo estruturar o fluxo mensal de oferta (disponibilidade) de milho no Brasil, em termos de ritmo de colheita (primeira e segunda safras) e demanda (consumo interno e exportação), para o período de fevereiro de 2001 a janeiro de 2018. Detalhadamente, busca-se identificar e analisar as alterações nos níveis de disponibilidade mensal do cereal no mercado brasileiro e compreender a movimentação de preços ao longo do ano e entre anos.

O trabalho é dividido em cinco seções. A introdução é seguida por uma revisão de literatura a respeito da expansão do cultivo de milho no Brasil. Na terceira seção é apresentado o detalhamento do procedimento metodológico adotado no trabalho seguido pelos resultados. Por fim, na quinta seção, são discutidas as considerações finais.

2.2 Revisão de literatura

A literatura econômica que aborda a expansão da produção e modernização da agricultura no Brasil é vasta, podendo ser citados, entre outros trabalhos, Bonelli (2001), Coelho

(2001), Freitas; Mendonça; Lopes (2011), Cardoso e Teixeira (2013), Costa; Guilhoto; Imori (2013) e Garcia e Vieira Filho (2014). Certamente a produção de milho e o desenvolvimento do novo sistema produtivo, com maior ocupação na segunda safra e também mais uso do solo no cerrado, fazem parte deste desenvolvimento.

O impacto de longo prazo do desenvolvimento agropecuário sobre a geração de renda, crescimento populacional, arrecadação tributária e condições de vida foi analisado por Bonelli (2001) para um conjunto de 23 municípios brasileiros no período de 1975 a 1996. O autor destaca que a renda na agropecuária está estritamente relacionada ao crescimento populacional, às melhorias das condições de vida da população e a renda dos demais setores econômicos. O autor conclui que há uma ordem de precedência, em que a renda da agropecuária antecede e “causa” a renda urbana.

Ainda na mesma linha de pesquisa, Cardoso e Teixeira (2013) identificaram os efeitos de longo prazo da política de subsídio de crédito rural para a expansão da produção agrícola. Segundo os autores, a política de subsídio de crédito rural representa importante estímulo à cadeia do agronegócio brasileiro, tendo em vista os impactos positivos sobre a produção, as exportações da agropecuária e a expansão das indústrias ligadas ao setor agrícola. Os autores identificaram a associação entre a política de crédito rural e o ganho de competitividade (via preços) das commodities agropecuárias nacionais no mercado externo.

Em termos de evolução da política agrícola no Brasil, Coelho (2001) faz uma detalhada revisão das principais medidas adotadas pelo governo brasileiro no período de 1931 a 2001. O autor faz uma rica discussão em torno das políticas voltadas ao café na década de 1930, passando por políticas voltadas à expansão da produção de álcool, açúcar e grãos, com destaque para as políticas de crédito rural, políticas de Aquisições do Governo Federal (AGF) e criação da Cédula do Produtor Rural (CPR) ao longo do período analisado.

Ainda no tema de evolução de políticas agrícolas, são escassos os trabalhos que analisam a relação entre a recente expansão da produção brasileira de cereal com as políticas de crédito e incentivo a comercialização adotadas pelo Governo para produção de grãos. Entretanto, a importância do milho na agricultura brasileira foi retratada em Alves (1983), apontando os desenvolvimentos tecnológicos que estavam ocorrendo desde a produção agrícola até a mesa do consumidor favorecia a modernização da agricultura. E esta modernização era importante para elevar a produtividade e oferta de alimentos para uma população crescente e cada vez mais migrando para as cidades. Na oportunidade, o autor também já citava o desafio de cultivo de grãos e cereais em regiões de fronteira, de menor fertilidade e de maior custo

logístico para recebimento de insumos e escoamento da produção. Porém, citava que era preciso apostar no cerrado e em partes do Sul para elevar a produtividade e a oferta de milho no país.

Para Alves (1983), elevar a oferta de milho era extremamente importante para alimentar a população crescente e cada vez mais urbana. A grande questão era como elevar a produtividade. Além disso, apontava que nas décadas de 1940, 1950, 1960 e 1970, a política discriminatória de preços levou os produtores a migrarem para outras culturas, como a soja. Produtores preferiam, já naquela época, culturas com foco no mercado internacional e direcionado para as classes médias e altas.

Espirito Santo; Damaso; Nassar (1994) também já apontavam que o milho era e continuaria sendo uma cultura de vital importância para o modelo agrícola brasileiro. Com isso, se atentaram a discutir a realidade comercial e as perspectivas para o cultivo do cereal. Os resultados apontaram o grande avanço que estava havendo em termos de oferta e consumo de milho no Brasil, assim como sinalizam grandes perspectivas para as variáveis oferta e demanda.

Os autores indicavam que o Centro-Oeste brasileiro seria a região com os melhores desempenhos em termos de produtividade e de perspectivas de aumento da produção. Mas que seriam necessários grandes investimentos em termos de infraestrutura. Porém, poucos sabiam que o cultivo de segunda safra seria o propulsor da maior oferta interna.

O crescimento da oferta de milho e o início do cultivo na segunda safra foram tratados inicialmente em Helfand e Rezende (1998). Para os autores, a expansão do cultivo de milho segunda safra no Centro-Oeste era decorrente da maior adoção do plantio direto na cultura da soja. Segundo os autores, com o plantio direto haveria necessidade de uma cultura sucessora, para cobertura do solo após a colheita da soja. Assim, os autores já previam que o cultivo de milho em segunda safra tenderia a acompanhar a expansão da soja no médio e longo prazos, mesmo sendo um período de maior risco climático.

Neste contexto, Helfand e Rezende (1998) analisaram em que medida a expansão da produção de soja e milho no Centro-Oeste poderia trazer vantagem competitiva atrair a agroindústria de aves e suínos, até então concentrada na região Sul do Brasil. Para isso, os autores analisaram os diferenciais de preços de soja e milho entre as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, no período de 1980 a 1995. Os autores analisaram também os fluxos de produção, consumo e comércio interestadual de milho, de carnes de frango e de porco para o mesmo período.

Helfand e Rezende (1998) concluem que poderia haver considerável redução de custos de produção de aves e suínos decorrentes de uma mudança da produção animal do Sudeste para o Centro-Oeste. No entanto, quando analisado uma eventual mudança da agroindústria de aves

e suínos da região Sul para o Centro-Oeste, segundo os autores, a redução no custo de produção, especialmente da ração, seria insuficiente para compensar o maior custo de transporte entre o Centro-Oeste e os mercados consumidores do Sudeste.

Visando a melhor entender as alterações e a importância do milho para o Brasil, assim como as relações entre mercado e desenvolvimento tecnológico da lavoura, Risseto (2001) estimou de forma pioneira os fluxos mensais de produção e consumo de milho para as regiões Sul e Sudeste do Brasil, para o período de 1990 a 1998. O consumo mensal de milho para os segmentos de sementes, da avicultura de corte e postura, suinocultura, pecuária de corte e leite foram estimados através da aplicação de índices zootécnicos.

O forte aumento na demanda destinada à ração animal, na década de 1990, segundo Risseto (2001), contribuiu para consolidação da concentração da produção regional de milho no Brasil. O maior excedente (diferença entre produção e consumo) foi identificado no estado do Paraná, seguido por Rio Grande do Sul e Minas Gerais. Por outro lado, o maior déficit foi observado em São Paulo. Com relação à demanda regional, os resultados mostram que os estados do Rio Grande do Sul e Minas Gerais foram os maiores responsáveis pelo aumento no consumo; enquanto os outros estados apresentaram mudanças pouco significativas no consumo.

Os aspectos econômicos da produção e utilização do milho também foi descrita por Garcia et al. (2006). Os autores iniciaram abordando o que estava ocorrendo no mercado do milho, especialmente detalhando os panoramas mundial e nacional de milho e das carnes suína e de frango. A análise foi apresentada sob a ótica das cadeias produtivas ou dos sistemas agroindustriais (SAG), considerando que o milho é consumido especialmente por suínos e aves. Os autores citaram que a produção desses animais consumia 70% do milho produzido no mundo e entre 70% e 80% do milho produzido no Brasil.

As considerações finais de Garcia et al. (2006) indicaram para a possibilidade de a produção de aves e suínos crescer especialmente em regiões com maiores condições de ofertar milho, ou mesmo regiões que poderiam receber o milho de distâncias razoáveis, a custos competitivos. Também já apontavam para problemas de armazenamento com o crescimento da produção, assim como sistemas de comercialização mais eficientes. Neste contexto, além de mercados futuros, se enquadravam canais de escoamento para o mercado externo, visando amenizar flutuações de preços domésticas.

A partir da década de 2000, e principalmente na década 2010, o processo de alteração no fluxo de oferta e demanda por milho se intensificou no Brasil, sendo esta alteração a principal hipótese deste trabalho. Entre as principais alterações identificadas, destaca-se o forte aumento

nas exportações brasileiras, sustentado pela expansão da produção nacional e pelo crescimento da demanda internacional.

Neste contexto de exportações crescentes, Favro; Caldarelli; Camara (2015) estimaram a função de exportação de milho do Brasil, no período de 2001 a 2012. Os resultados indicam um impacto positivo nas exportações de milho após um choque positivo não antecipado no preço da soja. Por outro lado, haveria impacto negativo de um choque positivo não antecipado no abate de aves.

A maior disponibilidade de milho no mercado brasileiro e exportações crescentes, além de alterações no fluxo de oferta e de demanda, também determinou mudanças no processo de formação de preços do cereal, como identificado nos trabalhos de Pavão e Ferreira Filho (2011), Mattos e Silveira (2015) e Sanches et al. (2016).

Os impactos na sazonalidade dos preços no mercado físico, nos padrões de base entre mercados regionais, bem como a integração ao mercado internacional causado pela expansão da produção do milho segunda safra foram analisados por Mattos e Silveira (2015). Através de métodos econométricos de séries temporais e análise de média móvel, os autores identificaram que o aumento na produção de milho segunda safra no Brasil mudou a sazonalidade de preços e os níveis de base, além de aumentar o nível de integração entre os preços no mercado brasileiro com o mercado internacional. Alterações no processo de formação e transmissão de preços de milho no Brasil para o período de aumento na produção e exportação brasileira também foram identificados por Sanches et al. (2016).

Ainda com relação aos impactos do aumento na produção brasileira de milho nos anos 2000, Pavão e Ferreira Filho (2011) analisam os impactos econômicos da adoção do milho Geneticamente Modificado (Bt11) no Brasil. Para isto utilizam um modelo computável de equilíbrio geral inter-regional, simulando a redução de inseticida, mão-de-obra, combustível e lubrificantes, bem como o aumento de produtividade em lavouras de milho Bt11. Os resultados encontrados pelos autores indicam que os efeitos da adoção do milho Bt11 são transmitidos ao longo da cadeia produtiva, gerando aumento do PIB, das exportações e do consumo das famílias. Os impactos mais expressivos da adoção de milho Geneticamente Modificado, segundo os autores, são identificados nos setores e regiões diretamente relacionados com a cadeia de comercialização do cereal, tais como os de criação animal e produção de ração, localizados, em sua maioria, no Sul do País.

Tendo como referência os fatores relacionados à cadeia produtiva do milho, assim como fatores macroeconômicos, especialmente os de política agrícola citados nesta seção, que impactaram a evolução do cultivo de milho no Brasil, em seguida se apresenta uma evolução

histórica da área, produtividade, produção, assim como consumo interno e exportação. A caracterização dessas variáveis é importante para melhor entendimento da aplicação metodológica e dos resultados deste trabalho.

2.2.1 Evolução da oferta e demanda de milho no Brasil

O mercado de milho no Brasil tem apresentado aumentos expressivos na produção, maiores níveis de consumo e maior interação com o mercado externo, o que traz maior complexidade a este mercado desde a segunda metade da década de 2000. Com o objetivo de expor o contexto em que ocorrem as alterações no fluxo de oferta e demanda de milho no Brasil, na subseção seguinte é discutida a evolução da oferta, seguindo pela discussão a respeito da demanda pelo cereal no mercado brasileiro.

2.2.1.1 Evolução da oferta de milho no Brasil

A cultura do milho é amplamente difundida no Brasil, cultivada em todas as unidades da federação, com diferentes microrregiões importantes sobre o total produzido em um mesmo ano-safra. A produção do cereal apresenta elevada importância em termos de segurança alimentar, com consumo *in natura* e ração animal. Dessa forma, o milho é cultivado tanto para subsistência (em pequenas áreas) quanto de forma comercial (em diferentes tamanhos de áreas).

A produção total de milho no Brasil apresentou ganhos consistentes de produtividade nas duas primeiras décadas do século XXI, em que a produtividade média nacional passou de 2,86 ton/ha na temporada 2000/01 para 5,56 ton/ha em 2016/17, aumento de expressivos 94% no período (CONAB, 2018a). Novas tecnologias de sementes, manejo do solo, aliadas a investimentos em máquinas e equipamentos sustentaram os ganhos recentes de produtividade da produção nacional.

Com ganhos de produtividade e expansão da área cultivada de 23% entre os anos-safra de 2000/01 e 2016/17, a produção nacional saltou de 42,3 milhões de toneladas para 97,8 milhões de toneladas, conforme exposto na Figura 1.

Os principais estados produtores de milho no Brasil estão representados na Figura 2. Mato Grosso e Paraná, seguidos de Mato Grosso do Sul, Goiás e Minas Gerais figuram como os principais estados produtores. O Paraná figura entre os principais produtores nacionais desde o início do acompanhamento da Conab na safra 1976/77, perdendo o posto de maior produtor nacional para o Mato Grosso na temporada 2012/13. Os estados do Centro-Oeste mostram uma evolução impressionante, em especial o Mato Grosso, com produção de 385 mil toneladas na

temporada 1976/77 saltando para 1,8 milhão de toneladas na safra 2000/01, e 28,9 milhões de toneladas na safra 2016/17, cerca de 30% da produção nacional.

A produção brasileira de milho tem uma característica peculiar em relação aos demais produtores mundiais por ser cultivada em dois períodos distintos em um mesmo ano-safra, milho primeira e segunda safras. Esta forma de cultivo de milho em duas safras, antes prática possível em apenas algumas partes do País, começou a se tornar possível com o desenvolvimento de cultivares de soja mais precoces (melhoramento genético), já que essa leguminosa é a principal cultura de verão semeada. O uso de máquinas e equipamentos mais eficientes aumentam a viabilidade do cultivo do milho segunda safra, dada a capacidade de semeio e colheita dentro da janela ideal.

No período recente produtores brasileiros buscam cada vez mais a intensificação do uso do solo e de toda a infraestrutura produtiva, estimulando o cultivo da segunda safra nos últimos anos. A participação do milho segunda safra na oferta nacional saltou de 4,4% na safra 1990/91, para 12,4% na safra 1999/00, conforme apresentado na Figura 3. Com a intensificação do cultivo, principalmente no Centro-Oeste, a produção da segunda safra assumiu a posição de principal safra de milho no Brasil ao longo dos anos 2000, com participação de 39,2% na oferta nacional em 2009/10; e 68,9% na safra 2016/17 (CONAB, 2018a).

A maior participação do milho segunda safra na produção nacional é reflexo do modelo de sistema de produção adotado cada vez mais por produtores brasileiros, em que substituem o milho no cultivo de verão por outras culturas, especialmente a soja pela maior rentabilidade observada nos últimos anos, e passam a ter a cultura do milho como opção, geralmente após o cultivo da leguminosa.

Novas tecnologias de sementes (melhoramento genético) disponíveis aos produtores permitiram ganhos consistentes na produtividade do milho verão nos últimos anos. A produtividade média nacional do milho primeira safra passou de 3,4 ton/ha na temporada 2000/01 para 5,5 ton/ha em 2016/17, aumento de 64% em 17 anos (CONAB, 2018a).

No entanto, os ganhos de produtividade não foram suficientes para compensar as reduções na área cultivada com o milho primeira safra, entre os anos-safra 2000/01 e 2016/17, a área nacional de milho primeira safra diminuiu 48% no Brasil (CONAB, 2018a). A redução de área ocorre, entre outros motivos, pela substituição de área de milho pelo cultivo da soja, que se mostra mais rentável nos últimos anos. Com isso, a produção do milho primeira safra vem diminuindo no Brasil no período analisado, conforme exposto na Figura 4.

Os principais estados produtores de milho primeira safra no Brasil estão representados na Figura 6. Rio Grande do Sul, seguido pelo Paraná e Minas Gerais são os principais estados

produtores. No Brasil, a partir das safras 2010/11 o estado de Minas Gerais passou a ser o maior estado produtor de milho primeira safra, ultrapassando o estado do Paraná que até a safra 2009/10 foi o maior produtor de milho primeira safra. Na safra 2016/17, o Rio Grande do Sul atingiu o posto de principal produtor nacional, com produção de 6 milhões de toneladas, seguido por Minas Gerais com 5,8 milhões de toneladas e Paraná com 4,7 milhões de toneladas.

Diferente do milho verão, o cultivo do milho segunda safra cresceu não somente em produtividade, mas também em área, e de forma bastante expressiva. Conforme exposto na Figura 5, entre as safras 2000/01 e 2016/17, a produção aumentou cerca de 9,5 vezes, a área cerca de 4 vezes e a produtividade, mais que dobrou (CONAB, 2018a).

Segundo Tsunechiro e Arias (1997), fatores como possibilidade do uso racional dos fatores de produção (terra, máquinas, implementos, equipamentos e mão-de-obra) no período ocioso do ano, melhores preços de comercialização do milho na segunda semestre do ano e menor custo operacional, quando comparado ao cultivo do milho verão impulsionam o cultivo do milho em segunda safra. A aprovação de eventos geneticamente modificados comercialmente disponíveis aos produtores potencializou os ganhos de produtividade da cultura.

Figura 1. Evolução da área, produtividade e produção total de milho no Brasil, em número índice (2000/01 = 100).

Fonte: CONAB (2018a).

Figura 3. Distribuição da produção de milho no Brasil em primeira e segunda safras.

Fonte: CONAB (2018a).

Figura 2. Principais estados produtores de milho total (primeira e segunda safras) no Brasil.

Fonte: CONAB (2018a).

Figura 4. Evolução da área, produtividade e produção de milho de 1ª safra no Brasil, em número índice (2000/01 = 100).

Fonte: CONAB (2018a).

Figura 6. Principais estados produtores de milho de 1ª safra no Brasil.

Fonte: CONAB (2018a).

Figura 5. Evolução da área, produtividade e produção de milho de 2ª safra no Brasil, em número índice (2000/01 = 100).

Fonte: CONAB (2018a).

Figura 7. Principais estados produtores de milho de 2ª safra no Brasil.

Fonte: CONAB (2018a).

Os estados que mais tiveram crescimento na oferta de segunda safra foram os do Centro-Oeste, com a intensificação do sistema produtivo de soja no verão e milho na segunda safra. Os principais estados produtores de milho segunda safra no Brasil estão representados na Figura 7.

Mato Grosso seguido pelo Paraná, Mato Grosso do Sul e Goiás são os principais produtores, juntos produziram 87% da produção do milho segunda safra na temporada 2016/17. O cultivo da segunda safra é marcado por expressiva concentração regional da produção. Nas últimas cinco safras, Mato Grosso produziu cerca de 40% da produção nacional e o Paraná 22%.

A série de ganhos de produtividade e aumento na produção foi interrompida no ano-safra 2015/16. No ano-safra, uma forte estiagem durante o desenvolvimento das lavouras, principalmente nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, provocou a redução de cerca de 32% na produtividade e 25% na produção, em relação à temporada anterior.

2.2.1.2 Evolução da demanda de milho no Brasil

Com relação à demanda, chama atenção a maior interação do mercado brasileiro com o mercado externo a partir do ano safra 2011/12, favorecida pelo grande excedente interno. As exportações brasileiras tiveram um importante salto, passando de 9,3 milhões de toneladas na temporada 2010/11 para 22,3 milhões de t na temporada seguinte (Tabela 1), período em que a produção nacional, sustentada pelo crescimento da oferta do milho segunda, aumentou em maior intensidade. Com maior participação no mercado internacional, o Brasil se consolidou entre os três principais exportadores do cereal, desde a temporada 2011/12 (USDA, 2018).

Ainda pelo lado da demanda, o consumo interno apresentou um consistente aumento nos anos 2000, passando de 36,1 para 56,7 milhões de toneladas entre as safras 2000/01 e 2016/17, com redução apenas na safra 2015/16, devido à quebra de safra, e consequentemente, aumento nos preços. O aumento no consumo interno tem sido estimulado pelo pujante setor de produção animal, principal consumidor interno do cereal brasileiro e pelo desenvolvimento da indústria processadora no País, nas moagens a úmido e a seco.

Tabela 1. Balanço de oferta e demanda de milho no Brasil, em 1.000 toneladas.

Ano safra	Estoque inicial	Produção	Importação	Disponibilidade interna	Consumo	Exportação	Estoque final
2000/01	3.590	42.289	548	46.429	35.573	5.918	4.938
2001/02	4.937	35.281	362	40.580	35.967	2.509	2.105
2002/03	2.104	47.411	806	50.322	37.050	4.050	9.221
2003/04	9.221	42.129	299	51.649	38.241	4.688	8.720
2004/05	8.719	35.007	596	44.322	39.990	883	3.450
2005/06	3.449	42.515	1.011	46.976	40.394	4.340	2.241
2006/07	2.241	51.370	1.164	54.775	42.127	10.863	1.786
2007/08	1.786	58.652	652	61.090	44.474	7.369	9.247
2008/09	9.247	51.004	1.182	61.432	46.143	7.334	7.955
2009/10	7.955	56.018	392	64.365	47.813	10.966	5.586
2010/11	5.586	57.407	764	63.757	49.986	9.312	4.460
2011/12	4.460	72.980	774	78.213	51.894	22.314	4.005
2012/13	4.005	81.506	911	86.423	53.264	26.174	6.985
2013/14	6.985	80.052	791	87.827	54.503	20.925	12.399
2014/15	12.399	84.672	316	97.388	56.611	30.172	10.604
2015/16	10.604	66.531	3.338	80.473	54.640	18.883	6.950
2016/17	6.950	97.843	800	105.593	56.165	30.800	18.927

Fonte: CONAB (2018b).

Obs.: O ano-safra considerado pela CONAB (2018b) corresponde ao período de fevereiro de um ano a janeiro do ano seguinte.

Os dados da Associação Brasileira de Indústria de Milho (Abimilho) mostram que a maior parte da produção brasileira é destinada à produção de rações e que, mesmo com o aumento na produção nacional, o consumo animal segue concentrando em torno de 60% do consumo do milho brasileiro (Tabela 2).

O consumo industrial, segundo maior segmento consumidor de milho no Brasil, é responsável por apenas, cerca de 7% do consumo. Mesmo com o aumento da produção e consumo, o segmento industrial não reduziu o percentual na participação do consumo nacional, o que mostra o fortalecimento da indústria processadora de milho no país ao longo do período analisado.

Tabela 2. Percentual do consumo de milho brasileiro por segmento e ano-safra.

Ano-safra	Consumo animal				Outros animais	Consumo industrial	Consumo humano	Outros usos	Perdas e sementes	Exportação
	Aves de corte	Aves de postura	Suino-cultura	Bovino-cultura						
2000/01	29,9%	5,7%	21,3%	6,2%	3,8%	10,1%	3,7%	9,8%	2,9%	6,7%
2001/02	29,0%	5,5%	22,0%	7,1%	3,9%	10,4%	3,8%	9,3%	2,6%	6,5%
2002/03	30,9%	5,9%	22,6%	7,2%	3,9%	10,4%	3,8%	9,0%	2,3%	4,0%
2003/04	29,8%	5,7%	19,5%	4,4%	3,6%	9,5%	3,5%	11,1%	3,8%	9,2%
2004/05	30,1%	5,7%	19,6%	4,9%	3,5%	9,4%	3,5%	9,1%	3,2%	11,1%
2005/06	38,4%	7,3%	25,4%	5,7%	1,5%	9,5%	1,6%	7,3%	3,0%	9,9%
2006/07	28,0%	5,2%	17,9%	6,4%	3,2%	7,8%	3,1%	5,9%	2,3%	20,1%
2007/08	30,8%	5,8%	19,9%	7,4%	3,6%	8,3%	3,4%	5,8%	2,8%	12,2%
2008/09	29,9%	5,7%	19,4%	7,2%	3,5%	8,1%	3,4%	5,6%	2,5%	14,5%
2009/10	28,7%	5,5%	18,7%	6,9%	3,4%	7,6%	3,2%	5,1%	2,4%	18,6%
2010/11	32,3%	5,5%	18,0%	5,4%	4,3%	7,8%	3,2%	4,8%	2,5%	16,0%
2011/12	27,4%	4,7%	15,1%	4,7%	3,8%	6,7%	2,6%	4,9%	2,5%	27,4%
2012/13	25,7%	4,4%	13,9%	4,4%	3,6%	6,2%	2,3%	5,1%	2,5%	31,9%
2013/14	28,8%	4,8%	15,4%	4,9%	3,9%	7,3%	2,3%	4,9%	2,5%	25,3%
2014/15	26,4%	4,4%	14,2%	4,5%	3,6%	7,1%	2,0%	4,5%	2,3%	31,0%
2015/16	28,7%	4,8%	15,0%	4,9%	4,0%	7,8%	2,2%	4,3%	2,4%	26,1%
2016/17	26,2%	4,3%	13,8%	4,4%	3,6%	7,1%	2,0%	4,1%	2,6%	31,9%

Fonte: ABIMILHO (2017).

Mesmo com o consumo interno crescente, as exportações absorveram uma parte importante do aumento da produção nacional do cereal, que chegou a responder por 31% do consumo do milho brasileiro na safra 2012/13 (Tabela 2). As exportações crescentes trouxeram nova dinâmica para o mercado brasileiro de milho, em termos de potencial de novos mercados consumidores e, conseqüentemente, na capacidade de absorver o excedente doméstico.

2.3 Procedimento metodológico

Nesta seção, será descrito o procedimento metodológico utilizado para estimar o fluxo mensal de oferta e demanda por milho no Brasil, o qual toma como base os dados anuais divulgados pela CONAB (2018a). Essas estimativas oficiais descrevem a produção e o consumo total do ano safra; o objetivo desta pesquisa é estimar o ritmo de colheita (produção) e consumo ao longo do ano (mensal). Para isso, adota-se a estratégia de tabular as informações já disponíveis e aplicar estimações, quando necessário, para cada variável que compõe o modelo.

O modelo utilizado é estruturado a partir de sete variáveis, quais sejam: *Estoque Inicial*, *Produção*, *Importação*, *Disponibilidade Interna (Oferta)*, *Consumo Interno*, *Exportação* e

Estoque Final, com frequência mensal, abordando os anos-safras de 2000/01 a 2016/17. Seguindo a estrutura de balanço de oferta e demanda agrícola amplamente utilizada pela CONAB (2018b) e USDA (2018), o fluxo mensal de oferta e demanda é definido pelas seguintes funções identidades:

$$\text{Estoque Inicial}_t + \text{Produção}_t + \text{Importação}_t \equiv \text{Disponibilidade Interna}_t \quad (1)$$

$$\text{Consumo Interno}_t + \text{Exportação}_t \equiv \text{Demanda Total}_t \quad (2)$$

$$\text{Disponibilidade Interna}_t - \text{Consumo Interno}_t \equiv \text{Excedente Doméstico}_t \quad (3)$$

$$\text{Excedente Doméstico}_t - \text{Exportação}_t \equiv \text{Estoque Final}_t \quad (4)$$

$$\text{Estoque Final}_t \equiv \text{Estoque Inicial}_{t+1} \quad (5)$$

em que:

Estoque Inicial_t = quantidade de milho em estoques no início do período *t*;

Produção_t = quantidade de milho resultado da colheita no período *t*;

Importação_t = quantidade de milho importada no período *t*;

Disponibilidade Interna_t = quantidade de milho disponível para consumo no mercado interno, no período *t*;

Consumo Interno_t = quantidade de milho consumida no mercado interno no período *t*;

Excedente Doméstico_t = quantidade de produto que pode ser destinado a compradores externos, no período *t*;

Exportação_t = quantidade de milho exportada no período *t*;

Estoque Final_t = quantidade de milho em estoques no final do período *t*;

Vale lembrar que o objetivo é obter os resultados em termos nacionais. Assim, para os dados sobre volumes de exportação e importação mensais serão consideradas as informações divulgadas oficialmente pelo Governo Federal, via BRASIL (2018).

A variação produção será estimada a partir de dados estaduais e então agregada para se ter os dados nacionais. Em CONAB (2018a) e em CONAB (2018b) há estimativas de produção nacional e estadual dos principais produtos agrícolas brasileiros. No entanto, as estimativas referem-se à produção total do ano-safra. Por não existirem dados oficiais sobre volume mensal de produção com frequência mensal, é necessário aplicar estimações, cujo procedimento será descrito a seguir.

Para se estimar a produção mensal, inicialmente é preciso ter como referência o

calendário de semeio e colheita em cada estado, o qual é divulgado por CONAB (2018b), conforme apresentado no Anexo A e no Anexo B. Os períodos de semeio e colheita levam em consideração o zoneamento agroclimático do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) do Brasil.

Tendo como base o período de semeio divulgado pela CONAB (2018b), é preciso definir o percentual do volume de produção total do ano safra que é colhido a cada mês. Sabe-se que, em geral, cultivo tende a ocorrer mais para o meio do período referente ao zoneamento agroclimático, concentrando a colheita também mais à frente.

Com base nestas considerações, nos estados em que a colheita se concentra em dois meses, a hipótese adotada foi que 50% da produção é colhida em cada mês. Já nos estados em que a colheita dura três meses, adotou-se como parâmetro que 20% da produção é colhida no primeiro mês, 60% no segundo e 20% no terceiro. Nos estados em que a colheita dura quatro meses, segundo a CONAB (2018b), adotou-se como base que 10%, 40%, 40% e 10% da produção é colhida respectivamente nos quatro meses; nos estados em que a colheita dura cinco meses, 10%, 20%, 40%, 20% e 10% da produção é colhida respectivamente nos cinco meses; e, nos estados em que a colheita dura até seis meses, considera-se que 10%, 20%, 20%, 20%, 20% e 10% da produção é colhida respectivamente em cada um dos meses.

Para estados em que há instituições que divulgam informações periódicas, as mesmas foram consideradas para validação. Assim, para a colheita do milho primeira safra nos estados do Sul, o ritmo de colheita foi levemente ajustado com base nas divulgações de DERAL/SEAB (2017) e EMATER/RS (2017). Para a segunda safra, os ajustes foram implementados com base em DERAL/SEAB (2017) e IMEA (2017). Para melhor entendimento, o ritmo de colheita em cada um dos estados referente à primeira safra é apresentado no Quadro 1 e no Quadro 2.

Estado / Região	22/Set a 21/Dez			21/Dez a 20/Mar			20/Mar a 21/Jun			21/Jun a 22/Set		
	Primavera			Verão			Outono			Inverno		
	Out.	Nov.	Dez.	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.
Norte												
RR	40%	20%	10%								10%	20%
RO					10%	40%	40%	10%				
AC					10%	40%	40%	10%				
AM					10%	20%	40%	20%	10%			
AP							10%	20%	40%	20%	10%	
PA					10%	20%	40%	20%	10%			
TO					10%	20%	40%	20%	10%			
Nordeste												
MA							10%	20%	20%	20%	20%	10%
PI							10%	20%	40%	20%	10%	
CE	10%								10%	20%	40%	20%
RN									10%	40%	40%	10%
PB	20%	10%								10%	20%	40%
PE								10%	40%	40%	10%	
AL								10%	40%	40%	10%	
SE								10%	40%	40%	10%	
BA							10%	20%	40%	20%	10%	
Centro-Oeste												
MT					10%	20%	40%	20%	10%			
MS					20%	60%	20%					
GO						10%	40%	40%	10%			
DF					20%	60%	20%					
Sudeste												
MG					10%	20%	40%	20%	10%			
ES					10%	40%	40%	10%				
RJ					10%	40%	40%	10%				
SP				10%	20%	40%	20%	10%				
Sul												
PR					20%	40%	36%	4%				
SC					25%	35%	30%	6%	4%			
RS					25%	35%	30%	6%	4%			

Quadro 1. Ritmo de colheita do milho primeira safra no Brasil, por unidade da federação

Fonte: Resultados do trabalho.

Estado / Região	22/Set a 21/Dez			21/Dez a 20/Mar			20/Mar a 21/Jun			21/Jun a 22/Set		
	Primavera			Verão			Outono			Inverno		
	Out.	Nov.	Dez.	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.
Norte												
RO									20%	60%	20%	
TO									20%	60%	20%	
Nordeste												
MA									50%	50%		
PI									10%	40%	40%	10%
AL	40%	20%	10%								10%	20%
SE	25%	45%	20%									10%
BA	40%	40%	10%									10%
Centro-Oeste												
MT								3%	25%	47%	20%	5%
MS									10%	40%	40%	10%
GO									20%	60%	20%	
DF									20%	60%	20%	
Sudeste												
MG	10%								10%	20%	40%	20%
SP									10%	40%	40%	10%
Sul												
PR								2%	5%	32%	50%	11%

Quadro 2. Ritmo de colheita do milho segunda safra no Brasil, por estado

Fonte: Resultados do trabalho.

As taxas percentuais de colheita mensais, na primeira e na segunda safra, foram multiplicadas pelo volume de produção anual estimado pela CONAB (2018a), para cada ano-safra – as taxas consideradas foram as mesmas nos diferentes anos-safras. A soma da colheita em cada estado, em cada mês, será a produção nacional no período t em análise na equação 1, ou seja:

$$Produção_t = \sum_{i=1}^{27} Ritmo\ de\ colheita_{it} * Produção\ estadual_{ia} \quad (6)$$

em que:

i = Estados produtores de milho ($i, 1...27$);

t = Mês de colheita ($t, 1...204$);

a = Ano-safra referente ao mês analisado ($a, 1...17$);

$Produção_t$ = Produção nacional no mês t ;

$Ritmo\ de\ colheita_{it}$ = Percentual da produção do estado i , colhido no mês t ;

$Produção\ estadual_{ia}$ = Produção do estado i no ano-safra a .

Pelo lado da demanda, foram consideradas as participações de segmentos de mercado interno sobre a demanda doméstica, conforme dados da Tabela 2. Como se observa, os valores mais representativos são os dos setores de consumo animal, com participações superiores a 3/4 da demanda interna.

A CONAB (2018b) divulga o volume anual de demanda interna, conforme apresentado na Tabela 1. Dado o objetivo deste trabalho, de estruturar o fluxo mensal de oferta e demanda interna, é preciso distribuir o volume anual de demanda interna em periodicidade mensal. Para isto, optou-se por considerar que o volume de demanda mensal se comporta de acordo com as variações mensais da demanda do segmento de consumo animal (Tabela 2), especialmente os de abate de aves, do número de aves de postura, e do volume de abates mensais de suínos e bovinos, conforme dados disponíveis em SIDRA/IBGE (2018). Como estes segmentos representam mais de 70% da demanda doméstica de milho, optou-se por desconsiderar os valores de “outros animais”, diante da dificuldade de enquadramento. Além disso, a demanda do segmento industrial, nas moagens a úmido e a seco, e do consumo humano, tendem a apresentar variações sazonais menos expressivas que do consumo animal.

Assim, a primeira análise envolveu o cálculo da participação do consumo de cada segmento em relação ao total dos segmentos considerados, em termos anuais, ou seja:

$$Part. Segmento_j = \frac{Representatividade Consumo Segmento_j}{\sum_{j=1}^4 Representatividade Consumo Segmento_j} \quad (7)$$

em que os segmentos j são: aves de corte, aves de postura, suinocultura e bovinocultura, tomando como referência os dados da Tabela 2.

Para cada segmento, calculou-se a representatividade dos dados individuais mensais em relação ao total anual do mesmo segmento, conforme equação abaixo:

$$Representatividade Consumo Segmento_{jm} = \frac{Quant. Abate/Animais_{jm}}{\sum_{m=1}^{12} Quant. Abate/Animais_{jm}} \quad (8)$$

sendo m cada um dos meses do ano.

Desta forma, o consumo mensal alocado para cada segmento ($Consumo Interno_{jm}$) pode ser obtido pela multiplicação do consumo anual ($Consumo Interno_a$) divulgado por CONAB (2018b) pela participação de cada segmento no consumo animal (equação 7)

[calculado com base em ABIMILHO (2017)] e pela participação do abate ou do número de animais em cada mês em relação ao total anual (equação 8) [calculado com base em SIDRA/IBGE (2018)], ou seja:

$$\text{Consumo Interno}_{jm} = \text{Consumo Interno}_a \times \text{Part. Segmento}_j \times \text{Representatividade Consumo Segmento}_{jm} \quad (9)$$

Desta forma, o consumo mensal utilizado a partir da equação 2, será:

$$\text{Consumo Interno}_t = \sum_{j=1}^4 \text{Consumo Interno}_{jm} \quad (10)$$

Observa-se, portanto, que neste caso, t e m serão semelhantes.

Tendo utilizado as informações de exportação e importação, assim como calculados os volumes de oferta e demanda, todos em periodicidade mensal, foi calculado o excedente doméstico, conforme Equação 3. Desta forma, é possível estimar os estoques finais, conforme Equação 4, o qual será o estoque inicial do período seguinte, conforme Equação 5.

Adota-se a quantidade de 3,535 milhões de toneladas como estoque inicial em fevereiro de 2001, para iniciar as avaliações (CONAB, 2018b). Neste modelo, assume-se a premissa de que não existe perdas relacionadas ao transporte e armazenagem, de modo que toda a produção é destinada para consumo ou estoques. Os resultados são detalhados na seção seguinte.

2.4 Resultados e discussão

Os resultados são apresentados em duas subseções. Na primeira as reestimativas referentes ao o fluxo mensal de oferta e demanda de milho no Brasil são expostas e discutidas, seguido pela discussão da relação entre os estoques e comportamento dos preços.

2.4.1 Fluxo mensal de oferta e demanda de milho no Brasil

Inicialmente, foi estimado o ritmo de colheita de milho em todos os estados, de forma distinta entre primeira e segunda safra. Ao associar o ritmo de colheita com a produção estadual em cada ano-safra, é calculado o quanto de milho cada um dos estados disponibiliza ao longo do tempo, resultando com isso a produção nacional mensal.

A estimativa de produção mensal do milho primeira safra no Brasil é apresentada na Figura 8. Mesmo com a redução da área, e produção, da primeira safra nos últimos anos, observa-se que houve pouca variação no padrão de colheita ao longo dos meses. As estimativas apontam que cerca de 85% da colheita ocorre entre os meses de fevereiro e maio.

A estimativa de produção mensal do milho segunda safra também é apresentada na Figura 8. Verifica-se que a colheita da segunda safra, mesmo diante o expressivo aumento na produção dos últimos anos, tem sido cada vez mais concentrada (rápida): na safra 2007/08, cerca de 80% colhida no trimestre junho, julho e agosto, passando para mais de 90%, a partir da safra 2011/12.

Apesar de a produção do milho segunda safra ter superado a produção do milho verão a partir da temporada 2011/12, a velocidade de colheita na segunda safra é maior comparado à primeira safra. Verifica-se que a partir de 2012, a maior quantidade de milho colhido no Brasil ocorre nos meses de julho e agosto. A maior quantidade mensal colhida no período analisado ocorreu em julho de 2015, com 25,6 milhões de toneladas.

Ainda com relação ao ritmo de colheita, verifica-se profunda alteração ao longo do período analisado. Enquanto a maior parte da produção brasileira de milho era concentrada no primeiro semestre até o ano de 2009, constata-se que a partir de 2012 percentual crescente da produção passou a ser ofertado no segundo semestre, exigindo com isso novas estratégias de comercialização tanto por parte de compradores como de vendedores.

Figura 8. Estimativa de produção mensal de milho primeira e segunda safras no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Simultâneo ao aumento do milho segunda safra, ressalta-se o grande volume de cereal que passou a ser colhido no segundo semestre, com a intensificação do cultivo do milho segunda safra, sendo esta uma importante mudança estrutural no mercado brasileiro de milho.

As estimativas apontam que a colheita de milho se estende de fevereiro a agosto em maior escala, com forte queda nos meses seguintes. No entanto, a grande alteração no período analisado é que, a partir da safra 2012/13, cerca de 60% da produção nacional de milho passaram a ser colhidos no trimestre de junho, julho e agosto, diferente de quando a produção era concentrada na primeira safra. Na temporada 2000/01, cerca de 80% da produção nacional foi colhida entre os meses de fevereiro a maio.

A recente expansão da produção nacional contribuiu para tornar o mercado brasileiro preponderantemente ofertante, fazendo com que as importações ocorram em escala muito pequena diante a oferta e consumo interno. A evolução mensal das importações é apresentada na Figura 9.

As importações de milho responderam por apenas 1,4% do consumo interno entre os anos de 2000/01 e 2016/17. Neste período, as importações brasileiras, em média, foram de 851 mil toneladas por ano safra. Em 2016 ocorreu um salto nas importações, quando pela primeira vez na história a importação mensal superou as 200 mil toneladas, atingindo 547 mil toneladas em novembro.

Na safra 2015/16, as importações brasileiras atingiram 3,3 milhões de toneladas, ou cerca de 6% do consumo interno. O aumento no volume importado ocorreu no ano-safra em que problemas climáticos levaram a quebra de cerca de 20% na produção nacional, e consequentemente forte alta nos preços. Muitos compradores tiveram que buscar milho em outros países, principalmente da Argentina e Paraguai diante a alta nos preços que ocorreu, consequência da quebra na produtividade das lavouras.

Figura 9. Evolução mensal da importação de milho no Brasil, em 1.000 toneladas.
Fonte: BRASIL (2018).

Com volumes de produção crescentes e importações em quantidades relativamente baixas, a disponibilidade interna, resultado da soma dos estoques iniciais, produção e exportação, aumentou expressivamente no período analisado. Além da quantidade produzida a disponibilidade também é reflexo dos níveis crescentes de estoques, que será discutido adiante.

A estimativa de disponibilidade interna total é apresentada na Figura 10. A principal mudança encontrada é o período do ano de maior disponibilidade; enquanto na safra 2000/01 a maior disponibilidade foi observada nos meses de abril maio junho, refletindo a colheita da primeira safra, na safra 2016/17 a maior disponibilidade foi observada em julho, agosto, setembro período de colheita da segunda safra. A expansão da produção nacional consequentemente implicou maior quantidade de milho disponível no mercado interno nos últimos anos.

Figura 10. Estimativa de disponibilidade interna total de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O consumo interno respondeu por 92% da produção, entre as safras 2000/01 e 2004/05, caindo para 68% do total produzido entre as safras 2011/12 e 2016/1 (CONAB, 2018b). Mesmo com a menor participação do consumo interno em relação à produção nacional, verifica-se que o consumo interno aumentou em termos absolutos, mas ainda em menor intensidade comparado à expansão da produção. Com isso, a quantidade consumida passou a absorver um percentual menor da produção nacional ao longo da década de 2010.

O aumento do consumo interno é sustentado, principalmente, pelo pujante setor de produção animal. Na Figura 11, onde são apresentados a evolução mensal do número de abate de animais (aves de corte, suínos e bovinos) e o número de aves de postura no Brasil, verifica-se tendência crescente do número de animais em todos os segmentos considerados.

Figura 11. Evolução mensal de abates de aves de corte, suínos, bovinos e alojamentos de aves de postura no Brasil entre fevereiro de 2001 a janeiro de 2018.

Fonte: SIDRA/IBGE (2018).

A evolução do consumo interno estimado e respectiva participação dos segmentos aves de corte, aves poedeiras, suínos e bovinos é apresentada na Figura 12. As estimativas mostram que não existe grande oscilação na quantidade consumida pelo mercado interno ao longo dos anos, apesar da tendência crescente do consumo no período recente. Os resultados indicam que a sazonalidade no consumo doméstico é de pequena intensidade, existindo relativa estabilidade no consumo entre os meses durante todo o período analisado.

Figura 12. Estimativa do rateio do consumo interno de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, com base nos segmentos de aves de corte, aves de postura, suínos abatidos e bovinos abatidos, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Mesmo com o aumento da produção nacional, aliado ao aumento de menor intensidade do consumo interno, o excedente exportável do mercado brasileiro aumentou expressivamente nos últimos anos. Com exceção do ano-safra 2015/16, quando houve quebra na produção nacional, as exportações apresentaram sucessivos aumentos a partir de 2012, principalmente nos meses entre agosto e janeiro, após o início da colheita do milho segunda safra, conforme exposto na Figura 13.

Entre os anos 2001 e 2005, em média 40% das exportações brasileiras de milho ocorreram no segundo semestre. Com a expansão do milho segunda safra, as exportações do cereal passaram a ocorrer principalmente no segundo semestre. Entre os anos de 2012 e 2015, cerca de 80% das exportações foram escoadas no segundo semestre.

O avanço das exportações ao longo do segundo semestre é considerado o principal balizador entre a oferta e demanda no mercado brasileiro de milho, capaz de reduzir o excedente interno e diminuir a pressão sobre os preços decorrentes da maior oferta, visto que o consumo interno não tem sido suficiente para absorver o aumento na produção, na mesma intensidade.

Figura 13. Evolução da exportação de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.

Fonte: BRASIL (2018).

Mesmo com a maior interação com o mercado externo, via exportações crescentes, e aumento no consumo interno, os níveis dos estoques aumentaram expressivamente no Brasil ao longo da década de 2010, atingindo níveis recordes de milho estocados a partir de 2012, conforme exposto na Figura 14. Os resultados encontrados demonstram que os maiores níveis de estoques de milho no Brasil ocorrem no trimestre julho, agosto, setembro, com rápida diminuição nos meses seguintes, atingindo os menores níveis no trimestre janeiro, fevereiro, março.

Um dos motivos para a rápida redução nos níveis de estoques é a necessidade de disponibilizar espaço nos armazéns para a soja no primeiro trimestre do ano, não por acaso período em que os estoques de milho atingem os menores níveis.

Figura 14. Estimativa dos estoques de milho no Brasil, em 1.000 toneladas, entre fevereiro de 2001 e janeiro de 2018.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com o aumento dos níveis de estoques, a cadeia produtiva de milho no Brasil passou a apresentar relação estoques consumo nos níveis de grandes *players* mundiais como a Argentina e Estados Unidos, mas ainda muito aquém da China. Segundo o USDA (2017), a relação média de estoque/consumo no Brasil foi de 12% nos últimos dez anos safra (2007/08 e 2016/17), enquanto que a média na Argentina foi de 8%, nos Estados Unidos 11%, na China 36%, o maior consumidor mundial do cereal.

2.4.2 Relação dos estoques estimados com o comportamento dos preços

Após estimado o fluxo mensal de oferta e demanda no Brasil, busca-se estabelecer a relação do comportamento dos preços na região de Campinas/SP, principal referência de preços do mercado brasileiro de milho, com os níveis dos estoques estimados ao longo do ano.

Através da relação estoque/consumo (*Stock to Use Ratio*), agrega-se em um único índice os níveis de oferta e demanda. A relação estoque/consumo, resultado da divisão entre a quantidade de produto armazenado pela quantidade consumida, reflete o comportamento de variáveis de oferta e demanda, importantes fundamentos determinantes para o comportamento dos preços.

Estoques menores tendem a sustentar preços. É esperado maiores níveis de preços diante menores níveis de oferta do produto, quedas nos níveis de estoques e menor relação estoque/consumo. Preços maiores tendem a reduzir o consumo, atrair novos vendedores e até

incentivar a produção, com o objetivo de aumentar a oferta após o choque negativo. Com isso, é esperado que estoques e preços apresentem relação negativa. Por outro lado, estoques maiores tendem a pressionar os preços do produto.

Nesta perspectiva, busca-se comparar a relação entre os preços do cereal e relação estoque/consumo. Para isso, utiliza-se a série de preços mensais de milho disponível na região de Campinas/SP, coletados junto ao CEPEA/ESALQ/USP (2018) e deflacionados pelo IGP-DI para dezembro de 2017. Devido a importância das exportações no mercado brasileiro, é incluído a exportação na relação estoque/consumo. Para o cálculo da relação, são tabulados os estoques mensais no Brasil (estimados neste trabalho) no mês t , dividido pela quantidade total do consumo interno e exportação do ano-safra referente ao mês t , [estoque mensal/(consumo+exportação)].

A evolução dos preços do milho disponível na região de Campinas/SP e a evolução da relação estoques mensais/(consumo+exportação), é apresentada na Figura 15. As duas séries apresentam correlação negativa de 0,29, quanto maior a disponibilidade da *commodity* [estoque mensal/(consumo + exportação)], menor o nível de preços.

Figura 15. Evolução dos preços do milho disponível na região de Campinas/SP e a relação da estimativa de estoque mensal/(consumo+ exportação).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Influenciado pelo ritmo de colheita (oferta) e demanda ao longo do ano, os níveis dos estoques mensais apresentam elevada dispersão comparada a série de preços. No período analisado, o Coeficiente de variação da série estoque mensal/(consumo+exportação) é de 48,6,

enquanto que da série de preço, o coeficiente de variação é de 20,4. A elevada diferença de dispersão entre as séries influencia a correlação entre as séries.

Mensalmente informações oficiais referentes ao balanço de oferta e demanda agregadas do ano-safra, composto por produção, importação, exportação, consumo interno e estoques final, são divulgadas pela Conab. Através destas informações os agentes acompanham as estimativas de disponibilidade, consumo agregados do ano-safra, e consequentemente dos níveis de estoques final (de passagem) para a próxima safra. No Brasil, o ano-safra de milho abrange o período de fevereiro a janeiro do próximo ano.

A evolução dos preços do milho disponível na região de Campinas/SP com a evolução da relação do estoque final/(consumo + exportação)¹ é apresentada na Figura 16, as quais consideram as atualizações mensais das estimativas do estoque final divulgadas pela Conab ao longo do ano. No período analisado, as séries apresentam correlação negativa de 0,57.

Figura 16. Evolução dos preços do milho disponível na região de Campinas/SP e a relação da estimativa de estoque final/(consumo interno + exportação)².

Fonte: Resultados da pesquisa.

Influenciado pelo ritmo de colheita (oferta) e demanda ao longo do ano, os níveis dos estoques mensais (estimados neste trabalho) apresentam maior variação comparada as estimativas de estoque final divulgados pela Conab, os quais consideram os níveis agregados

¹ A relação estoque final/(consumo+exportação) é resultado da divisão da quantidade estimada de estoque final (de passagem) divulgada no mês t , referente ao ano-safra corrente, dividido pela soma da quantidade estimada de consumo interno e exportação do ano-safra corrente divulgadas no mês t .

² Devido a indisponibilidade de estimativas oficiais de balanço e oferta antes de 2007, a relação entre estoques final/(consumo+exportação) abrange o período de fevereiro de 2007 a dezembro 2017.

de oferta e demanda do ano-safra. No período analisado, o coeficiente de variação da série estoque final/(consumo +exportação) é de 27,8, próximo ao coeficiente de variação da série de preços em Campinas/SP (20,4), e abaixo da série estoque mensal/(consumo+exportação) de 48,6.

A dispersão dos preços do milho em Campinas/SP em relação aos níveis dos índices de estoque/(consumo+exportação) são apresentadas na Figura 17. Em ambas as situações foram estimadas regressões de primeiro grau com o logaritmo dos preços mensais do milho Campinas/SP (preços reais) como variável dependente; e a relação estoque/(consumo+exportação) como variável independente, com o objetivo de identificar a relação entre as séries.

Verifica-se maior influência da relação estoque final/(consumo+exportação) sobre os preços, comparado à influência da relação estoque mensal/(consumo+exportação), conforme exposto na Figura 17. Conforme os resultados, é esperado variação negativa nos preços da saca de milho de 0,11% diante o aumento percentual na relação estoque mensal/(consumo+exportação), enquanto que, para o aumento percentual na relação estoque final/(consumo+exportação) é esperado variação negativa nos preços de 0,30%.

Figura 17. Dispersão dos preços mensais do milho disponível na região de Campinas/SP (nominais) e a relação das estimativas de estoque (mensal) e de estoque final da Conab com o consumo.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Um das possíveis causas para a diferença de correlação, e influência, da série de preços com as séries estoque mensal/(consumo+exportação) comparado a relação estoque final/(consumo+exportação), é o fato de que as estimativas de estoque final divulgadas pela Conab são informações públicas, diferente dos níveis de estoques mensais, os quais não existem informações oficiais e não é de conhecimento público.

Quando os agentes de mercado definem os níveis correntes de preços e respectivas estratégias de comercialização consideram todas as informações disponíveis no momento, inclusive as informações oficiais de estimativas de estoque final divulgadas pela Conab. Uma das hipóteses para justificar as diferenças de correlação entre as séries é fato dos agentes de mercado não terem conhecimento pleno dos níveis de estoques em frequência mensal, diferente das estimativas oficiais de estoque final divulgadas pela Conab. No entanto, para testar tal hipótese seriam necessários procedimentos estatísticos que fogem do escopo deste trabalho.

2.5 Considerações finais

Os resultados demonstram que a expansão do cultivo do milho segunda safra, deslocou a maior disponibilidade interna do primeiro para o segundo semestre de cada ano. Na safra 2006/07, cerca de apenas 30% da produção nacional foi produzida na segunda safra, passando 70%, na safra 2016/17. Essa mudança pode ser destacada como a principal alteração no período analisado. O aumento no volume das exportações deve ser destacado também como uma das grandes alterações na dinâmica do mercado brasileiro de milho durante o período analisado.

Por outro lado, o milho primeira safra, além de perder participação na produção nacional reduziu o volume de produzido no período analisado. Entre a temporada 2000/01 e 2016/17, enquanto a taxa de crescimento média da produção do milho primeira safra foi 0,2% a.a. negativa, da produção nacional foi de 7,1% positiva, e do milho segunda safra, 20,8% positiva.

Com a maior disponibilidade de milho na segunda safra, agentes deste mercado passaram a contar com oferta em larga escala na maior parte do ano, diferente de quando a produção era concentrada no cultivo do milho primeira safra. Claramente, a entrada de milho no mercado por um longo período de tempo permite novas estratégias de comercialização e minimização de risco em termos de abastecimento (oferta).

Além disso, o aumento na oferta de milho no Brasil não foi acompanhado por aumento na mesma intensidade pelo do consumo interno, tornando viável a exportação, que ajuda a equilibrar a relação oferta e demanda e a sustentar preços domésticos. As estimativas mostram relativa estabilidade no consumo ao longo do ano. Até então, não existia na literatura estimativas quanto a sazonalidade do consumo interno de milho. Com isso, as estimativas encontradas nesse trabalho contribuem para os agentes públicos e privados envolvidos nesta cadeia, em especial na comercialização, em termos de comportamento da oferta e demanda ao longo do ano.

Conclui-se que a relativa estabilidade do consumo interno diante a forte expansão da produção nacional (sustentado pela segunda safra) implicou em aumento expressivo do excedente exportável, uma dinâmica muito diferente da realidade do mercado brasileiro do milho antes da 2010/11. Com exportações crescentes, é esperado que os preços nos portos passaram a influenciar em maior intensidade o comportamento dos preços no mercado interno.

Após estimados a evolução da quantidade de milho colhido, do consumo interno e transações internacionais, foi possível estimar a evolução da quantidade de cereal estocado, em termos nacionais.

Os resultados demonstram que os maiores níveis de estoques de milho no Brasil ocorrem no trimestre julho, agosto, setembro, com rápida diminuição nos meses seguintes, atingindo os menores níveis no trimestre janeiro, fevereiro, março. A quantidade de milho nos estoques representa um avanço em termo de gestão de risco de abastecimento para a cadeia produtiva no Brasil.

Como próximos passos, uma importante agenda de pesquisa é relacionar as mudanças no fluxo de oferta e demanda de milho estimados neste trabalho com o comportamento dos preços. Claramente as mudanças na dinâmica de oferta e demanda identificadas exige novas estratégias de comercialização dos agentes públicos e privados, é esperado que o processo de formação dos preços tenha sofrido influência destas mudanças.

Referências

ABIMILHO. **Associação Brasileira das Indústrias do Milho**. Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatisticas>>. Acesso em: 31 jan. 2017.

ALVES, E. R. DE A. **A importância do milho na agricultura brasileira**. Brasília: EMBRAPA-DID, 1983.

BONELLI, R. **Impactos econômicos e sociais de longo prazo da expansão agropecuária no Brasil: revolução invisível e inclusão social**: Texto para discussão, 838. Brasília: IPEA: [s.n.]. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2159/1/TD_838.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2017.

BRASIL. **Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. Secretaria de Comércio Exterior. Análise das Informações de Comércio Exterior - Alice Web**. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 16 jan. 2018.

CARDOSO, D. F.; TEIXEIRA, E. C. A contribuição da política agrícola para o desenvolvimento do agronegócio nas macrorregiões brasileiras. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 11, n. 1, p. 39–72, 2013.

CEPEA/ESALQ/USP. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Milho**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em 10 jan. 2018.

COELHO, C. N. 70 anos de política agrícola no Brasil (1931-2001). **Revista de Política Agrícola**, v. 10, n. 3, p. 3–58, 2001.

CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento. Produtos e Serviços. Safras. Séries Históricas**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&t=2>>. Acesso em: 15 jan. 2018a.

CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento. Acompanhamento da safra Brasileira - Grãos Observatório Agrícola: Monitoramento Agrícola**. Brasília: [s.n.]. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&t=2>>. Acesso em: 15 jan. 2018b.

COSTA, C. C. DA; GUILHOTO, J. J. M.; IMORI, D. Importância dos setores agroindustriais na geração de renda e emprego para a economia brasileira. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 4, p. 797–814, 2013.

DERAL/SEAB. **Departamento de Economia Rural. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná. Estimativa de safra**. Disponível em: <<http://www.agricultura.pr.gov.br/>>. Acesso em: 17 out. 2018.

EMATER/RS. **Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural. Serviços. Informações Agropecuárias**. Disponível em: <<http://www.emater.tche.br/site/servicos/informacoes-agropecuarias.php#conjuntural>>. Acesso em: 17 out. 2018.

ESPIRITO SANTO, B. R. DO; DAMASO, O. R.; NASSAR, A. M. Evolução e perspectivas econômicas da produção de milho no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 3, n. 4, p. 14–32, 1994.

FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. DA. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 3, p. 455–476, 2015.

FREITAS, R. E.; MENDONÇA, M. A. A. DE; LOPES, G. DE O. Expansão de área agrícola nas mesorregiões brasileiras. **Revista de Política Agrícola**, v. 20, n. 1, p. 100–116, 2011.

GARCIA, J. C. et al. **Aspectos econômicos da produção e utilização do milho Circular Técnica, 74: Circular Técnica**. Sete Lagoas, MG: [s.n.]. Disponível em: <<https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/474206/1/Circ74.pdf>>. Acesso em: 14 jan. 2018.

GARCIA, J. R.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Política agrícola brasileira: produtividade, inclusão e sustentabilidade. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 1, p. 91–104, 2014.

HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. DE. **Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste**: Texto para discussão, 611. Rio de Janeiro : IPEA: [s.n.]. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2709/1/td_0611.pdf>. Acesso em: 14 jan. 2018.

IMEA. **Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária. Relatórios de mercado**.

Milho. Disponível em: <<http://www.imea.com.br/imea-site/relatorios-mercado>>. Acesso em: 17 out. 2018.

MATTOS, F. L. DE; SILVEIRA, R. L. F. DA. **The effects of brazilian second (winter) corn crop on price seasonality, basis behavior and integration to international market.** NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. **Anais...**St. Louis, MO: 2015Disponível em: <http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134/conf_2015/pdf/Mattos_Silveira_NCCC_134_2015.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2017

PAVÃO, A. R.; FERREIRA FILHO, J. B. D. S. Impactos econômicos da introdução do milho Bt11 no Brasil: uma abordagem de equilíbrio geral inter-regional. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 81–108, 2011.

RISSETO, V. V. **Fluxos de produção e consumo de milho no Sul e Sudeste do Brasil.** Piracicaba: Biblioteca Digital de Teses e Dissertações da Universidade de São Paulo, 10 set. 2001.

SANCHES, A. L. R. et al. Formação de preços no mercado de milho da região de Chapecó/SC - Brasil. **Revista Espacios**, v. 37, n. 18, 24 maio 2016.

SIDRA/IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática. Pecuária.** Disponível em: <<http://www2.sidra.ibge.gov.br/bda/pecua/default.asp?z=t&o=24&i=P>>. Acesso em: 17 jan. 2018.

TSUNECHIRO, A.; ARIAS, E.R.A. Perspectivas de rentabilidade do milho "safrinha" nas principais regiões produtoras. In: **SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO "SAFRINHA"**, 4., Assis, 1997. Anais... Campinas, IAC/CDV, 1997. p.15-20.

USDA. **United States Department of Agriculture. Foreign Agricultural Service (FAS). Production, Supply and Distribution Online.** Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home>>. Acesso em: 16 jan. 2018.

3. A REGRA ÓTIMA DE ARMAZENAMENTO DE MILHO NO BRASIL: APLICAÇÃO DE UM MODELO DINÂMICO DE EXPECTATIVAS RACIONAIS

Resumo

O mercado de milho no Brasil experimentou mudanças estruturais importantes nas primeiras duas décadas do século XXI, com maior oferta na segunda safra e exportações crescentes. Este trabalho tem como objetivo analisar a decisão de armazenamento de milho (primeira e segunda safra) no Brasil, por meio de um modelo econômico de programação dinâmica estocástica. Por hipótese, admite-se que a estocagem é uma atividade econômica competitiva e os agentes são maximizadores de lucro com expectativa racional. A estrutura do modelo implementado busca considerar as recentes mudanças estruturais deste mercado, até então não discutida na literatura. Os resultados evidenciam relação inversa entre os estoques e preços esperados, assim como estoques e área plantada. As simulações sugerem forte influência da demanda externa, via exportações, sob o equilíbrio dinâmico do mercado brasileiro (comportamento dos preços e formação de estoque). Foram identificados os valores críticos de disponibilidade, a qual a partir ocorrerão armazenamento e exportação no equilíbrio dinâmico do mercado brasileiro de milho.

Palavras-chave: Mercado de milho; Armazenagem; Expectativas racionais

Abstract

The Brazilian corn market went through important structural changes in the first two decades of the twenty-first century, with higher supply in the second crop and growing exportations. This paper aims to analyze the decision regarding corn storage (first and second crops) in Brazil through an economic model of a dynamic storage schedule. Hypothetically, storage is considered a competitive economic activity and agents can maximize profit through rational expectations. The implemented model tries to consider the structural changes in the Brazilian corn market. Results indicate the inverse relationship between inventories and expected prices, as well as inventories and planted area. The simulations conducted for this study suggest a strong influence of international demand, through exportations, on the dynamic balance of the Brazilian market (price behavior and stock building). As soon as the critical supply level is identified, storage and exportation occur, contributing for the dynamic balance of the Brazilian corn market.

Keywords: Corn market; Storage; Rational expectations

3.1 Introdução

Este trabalho visa analisar a regra ótima de armazenamento de milho primeira e segunda safra no mercado brasileiro, sob a perspectiva de que a estocagem é uma atividade econômica

competitiva e que os agentes tomam suas decisões de forma racional. Para isto, propõe-se um modelo econômico dinâmico estocástico para analisar a decisão de armazenamento.

No Brasil, a capacidade estática de armazenagem de grãos é aquém do ideal e impõe uma série de restrições à comercialização da produção nacional. Para a garantia de abastecimento de um País ou região, a Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura recomenda que a capacidade de armazenagem deva suportar 120% da produção de grãos do País. No entanto, no Brasil a capacidade estática de armazenagem estática correspondeu a 77% da produção média nacional de grãos entre os anos safra de 2012/13 e 2015/16 (CONAB, 2016a).

Diante a capacidade de armazenagem de grãos restrita, são recorrentes as dificuldades enfrentadas por agentes brasileiros em termos de “obrigatoriedade” de escoar a produção em períodos de grande oferta, quando geralmente os preços são menores.

Nesse contexto, o trabalho tem como objetivo analisar a decisão de armazenamento de milho no Brasil, sob a perspectiva de que a estocagem é uma atividade econômica competitiva e os agentes são maximizadores de lucro com expectativa racional. O procedimento metodológico do presente trabalho é baseado em Wright e Willians (1991), Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo *et al.* (2009).

A análise da armazenagem de milho no mercado brasileiro é justificada pela recente expansão que este mercado teve em termos de produção e exportação. É de grande importância estudos empíricos que orientem os agentes públicos e privados a estabelecer níveis competitivos de armazenagem que maximizem a renda dos produtores (vendedores) ao longo do tempo, além de garantir o abastecimento do mercado interno tanto nos períodos de safra como entressafra, racionando eficientemente as disponibilidades de produção.

O trabalho é dividido em cinco seções. Na próxima seção é apresentada uma breve revisão bibliográfica dos principais trabalhos relacionados ao tema. Na terceira seção, é apresentado o modelo econômico, seguido, na seção seguinte, dos resultados e discussão. Por fim, na quinta seção são apresentadas as considerações finais.

3.2 Revisão bibliográfica

A influência dos estoques do governo sobre o mercado, em especial sobre a disponibilidade de produtos e o comportamento dos preços, foi analisada por uma série de trabalhos, dentre eles pode-se destacar Waugh (1944), Oi (1961), Massel (1969), Turtnovsky (1974), Reutlinger (1976), Helmberger e Weaver (1977) e Gardner (1979).

A partir da década de 1980, novos estudos passaram a analisar, além da formação de estoques públicos, o armazenamento privado, conceito até então não analisado na literatura. Novas características foram incorporadas ao tema, em especial, a Teoria do Controle Ótimo.

Segundo Guimarães e Barros (2006), a otimização intertemporal de armazenamento não deve ser analisada com base no arcabouço teórico de estática comparativa, pois a decisão de estocar no período corrente está associada aos preços no presente e a expectativa de preços em períodos futuros, assim como influencia oferta e preços no futuro. Por isso, é considerado como um problema dinâmico e deve ser analisado com base na Teoria do Controle Ótimo³.

Um extenso número de estudos foi desenvolvido sob a perspectiva de que a formação de estoques é um problema dinâmico, entre os quais citam-se as principais referências: Wright e Williams (1982), Lowry *et al.* (1987), Miranda e Helmberger (1988), Lence e Hayes (2000). Na mesma linha de pesquisa, Wright e Williams (1984), Wright e Williams (1991), Gardner e López (1996), Michaelides e Serena (2000), Peterson e Tomek (2005), Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo *et al.* (2009), aplicam a abordagem de expectativas racionais dos agentes, para a análise de tomada de decisão de armazenar produtos agrícolas em um ambiente competitivo, admitindo caráter dinâmico da decisão de armazenar.

Helmberger e Weaver (1977) incorporaram a expectativa dos agentes em relação aos preços em períodos futuros e a arbitragem temporal de estoques, sob a perspectiva de expectativas racionais dos agentes. Os autores desenvolveram um modelo de armazenamento de produto agrícola levando em conta tanto armazenamento privado quanto público, através de políticas de estabilização de preços.

Nesta mesma linha de pesquisa, Wright e Williams (1982) substituíram a hipótese de oferta perfeitamente elástica, por oferta elástica dos produtos. Os autores assumiram a premissa, assim como Helmberger e Weaver (1977), de que os agentes responsáveis pela armazenagem utilizam de expectativas racionais para maximizar o lucro, em ambiente econômico competitivo.

Com cunho teórico, Wright e Williams (1982) demonstraram que a possibilidade de armazenamento afeta produtores e consumidores, e que este efeito está relacionado à inclinação da curva de demanda e a elasticidade de oferta do produto, pois o armazenamento afeta de forma assimétrica os preços e o consumo.

Lowry *et al.* (1987) analisaram a atividade de estocagem de soja no mercado norte americano sob a perspectiva de um mercado competitivo e com exportação. Uma das

³ Para maiores detalhes sobre a Teoria do Controle vide Silberberg (2000) e Bragagnolo (2006).

importantes contribuições deste trabalho é a análise dos estoques ao longo do ano, nos períodos de safra e entressafra, através de um modelo de frequência trimestral. Os autores destacam a importância de analisar os efeitos da estocagem de produtos agrícolas ao longo do ano, pois consideram os estoques como a principal fonte de oferta nos períodos de entressafra, fato que os modelos com frequência anual não consideram.

Gardner e Lopez (1996) também analisam o armazenamento de produtos agrícolas, considerando a possibilidade de estabilização de preços através de subsídios à taxa de juros para estocagem de grãos nos Estados Unidos.

Ainda com relação aos Estados Unidos, Lence e Hayes (2000) analisam os efeitos sobre a área plantada, produção, e estoques de soja, milho e trigo causados por mudanças na política agrícola americana (*Federal Agricultural Improvement and Reform – FAIR Act* em 1996) utilizando também a abordagem de expectativa racionais dos agentes para a tomada de decisão de armazenar grãos.

Na literatura econômica disponível, os únicos modelos desta natureza aplicados ao mercado brasileiro são Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo *et al.* (2009). Através de modelos dinâmicos de expectativas racionais, Guimarães e Barros (2006) analisaram o mercado de milho no Brasil com dados de 1986 a 2000, no ambiente de mercado aberto (que existe transações internacionais via importação e exportação), e que o governo intervém no mercado através de políticas de subsídio de preço ao produtor, especificamente políticas adotadas pelo governo na segunda metade da década de 1990. Os autores mostram que a abertura do mercado transfere para o comércio externo o papel de amortecedor de choques de oferta e demanda internos que, no caso de mercados fechados, é desempenhado pelos estoques.

Bragagnolo *et al.* (2009) analisaram a decisão de estocagem de arroz no Brasil através de modelos dinâmicos de expectativas racionais com capacidade de captar os efeitos da importação e políticas de sustentação de preços ao produtor, adotadas pelo governo brasileiro. Os autores demonstram que o nível de preços mínimos estabelecido pelo governo não foi suficiente para promover mudanças significativas no equilíbrio do mercado interno.

Apesar da extensa literatura relacionada à armazenagem de grãos e o comportamento de preços agrícolas, trabalhos que analisam o mercado brasileiro ainda são escassos. Ressalte-se, ainda, que o mercado de milho no Brasil experimentou mudanças estruturais importantes na última década, tanto nos sistemas de produção com a introdução da segunda safra (“safrinha”) como numa maior integração ao mercado externo, na condição de exportador. Os impactos dessas mudanças sobre a atividade de armazenamento ainda não foram discutidos na literatura.

3.3 Material e métodos

Levando em conta as mudanças recentes no mercado brasileiro de milho, a regra ótima de armazenamento de milho é definida em dois modelos, um para cada semestre do ano, considerando as características de oferta e demanda do milho de primeira e segunda safra⁴, entre os anos-safra de 2000/01 e 2015/16.

O procedimento metodológico adotado para estimação dos modelos segue a formatação proposta inicialmente por Gustafson (1958), seguindo o procedimento e adaptações adotadas por Wright e Williams (1984, 1991), Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo *et al.* (2009).

3.3.1 Modelo de tomada de decisão de armazenamento para o mercado brasileiro de milho

No modelo proposto, o agente toma a decisão de produzir através da maximização do lucro esperado no cultivo de determinado produto. O lucro esperado pelo produtor no período t ($E\Pi_t^i$) é definido sob a hipótese de competição perfeita entre os agentes, em que o lucro esperado é igual a zero:

$$E\Pi_t^i = \frac{1}{(1+r)} E_t (P_{t+1} \times y_{t+1}) \times A_t^i - C_t(A_t^i) \quad (1)$$

em que A_t^i é a área a ser plantada pelo produtor i no período de tempo t . O valor presente (em t) da expectativa de receita é dada pela expectativa da receita por hectare, ou seja, do produto do preço no período $t+1$ e da produtividade y_{t+1} multiplicada pela área plantada. Essa expectativa é descontada pela taxa de juros r . O custo de produção C_t é definido em função da área plantada. Tratando-se de equilíbrio competitivo, com $E\Pi_t^i = 0$ e logo:

$$\frac{1}{(1+r)} E_t (P_{t+1} \times y_{t+1}) \times A_t^i = C_t(A_t^i) \quad (2)$$

Com base na condição de primeira ordem do problema de maximização de lucro dos agentes, o produtor escolhe a área plantada, do que resulta que o custo marginal por hectare é igual à expectativa da receita marginal por hectare, conforme expresso a seguir:

$$\frac{\partial E\Pi_t^i}{\partial A_t^i} = \frac{1}{(1+r)} E_t (P_{t+1} \times y_{t+1}) - \frac{\partial C_t(A_t^i)}{\partial A_t^i} = 0 \quad (3)$$

⁴ Por uma questão de simplificação, adota-se a hipótese nos modelos simulados de que os dados da primeira safra de milho referem-se ao primeiro semestre do ano (período em que se concentra a colheita e comercialização da safra), enquanto os dados da segunda safra são referentes ao segundo semestre do ano.

$$\frac{1}{(1+r)} E_t(P_{t+1} \times y_{t+1}) = \frac{\partial C_t(A_t^i)}{\partial A_t^i} \quad (4)$$

A partir da condição de equilíbrio definida pela equação (4), em que a receita marginal por hectare em valor presente é igual ao custo marginal por hectare (em competição perfeita), o produtor define a área a ser plantada:

$$A_t = A[E_t(P_{t+1} \times y_{t+1})] \quad (5)$$

Ao admitir que o custo marginal por hectare é crescente, a área cresce em função da receita esperada por hectare:

$$\frac{\partial A_t}{\partial E_t(P_{t+1} \times y_{t+1})} > 0 \quad (6)$$

O preço é definido por meio da demanda inversa de consumo para uma dada quantidade produzida (Q_t). Além da quantidade considera-se um choque aleatório associado à demanda inversa (ϑ_t) no período t , conforme expresso a seguir:

$$P_t = P(Q_t, \vartheta_t) ; P > 0 \quad (7)$$

em que preços são decrescentes em relação a quantidade consumida:

$$\frac{\partial P_t}{\partial Q_t} < 0 \quad (8)$$

Definida a área plantada que maximiza o lucro esperado do produtor no período de tempo t , encontra-se a produção esperada x_{t+1} a partir relação da área cultivada no período anterior e a produtividade esperada y_{t+1} .

$$x_{t+1} = A_t \times y_{t+1} \quad (9)$$

Após definida a produção, soma-se a quantidade estocada no período anterior (S_{t-1}) para encontrar a quantidade de produto disponível (I_t) no período t . A perda física de produto devido o armazenamento é incorporada ao modelos pelo parâmetro θ , conforme expresso a seguir:

$$I_t = x_t + (1 - \theta)S_{t-1} \quad (10)$$

Para encontrar a quantidade ótima de armazenamento é necessário pressupor que existirá arbitragem intertemporal de preços no mercado através da atividade de armazenamento até que o custo marginal de estocagem (k) somado ao preço do produto (P_t) seja igual a expectativa de preços no período seguinte ($E_t P_{t+1}$) descontada a perda física de produto (θ) de estocagem, e descontados a valor presentes pela taxa de juro r , conforme expresso a seguir:

$$\left(\frac{1-\theta}{1+r}\right) (E_t P_{t+1}) = P_t + k \quad (11)$$

Para uma economia aberta, a possibilidade de exportação deve ser incorporada para o cálculo de disponibilidade interna. Neste trabalho, o modelo considera apenas as exportações, por entender que as importações brasileiras de milho foram insignificantes diante da quantidade produzida no período analisado.

Como condição de comércio internacional, os agentes irão exportar quando o nível de preços de exportação for superior ao preço do mercado interno, caso contrário não ocorrerá exportação. Esta relação é incorporado por meio das seguintes restrições impostas ao modelo:

$$\begin{aligned} \text{se } P_t^{EXP} - P_t &\geq 0; \text{ implica em } M_t > 0 \\ \text{se } P_t^{EXP} - P_t &< 0; \text{ implica em } M_t = 0 \end{aligned} \quad (12)$$

em que P_t^{EXP} é o preço de exportação e, M_t é a quantidade exportada, no período t . O comércio internacional é incorporado à relação de disponibilidade interna para consumo pela equação abaixo:

$$I_t = x_t + (1 - \theta)S_{t-1} - M_t$$

Considerando a possibilidade de exportação, a quantidade disponível (I_t) poderá ser destinada ao consumo interno (Q_t) ou ser armazenada (S_t), com isso

$$I_t = x_t + (1 - \theta)S_{t-1} - M_t = Q_t + S_t. \quad (13)$$

Definida a disponibilidade do produto I_t , a atividade de armazenagem ocorrerá no período t , quando a expectativa de preços ($E_t P_{t+1}$), descontada a perda física de produto (θ) de estocagem, e descontados a valor presentes pela taxa de juro r , for superior ao preço (P_t) no período t , somado ao custo marginal de armazenagem k . Desta forma, a regra intertemporal da atividade de armazenagem pode ser representada por:

$$\begin{aligned} \text{Se } \left(\frac{1-\theta}{1+r}\right) (E_t P_{t+1}) &\geq P_t + k, \text{ então } S_t \geq 0 \\ \text{Se } \left(\frac{1-\theta}{1+r}\right) (E_t P_{t+1}) &< P_t + k, \text{ então } S_t = 0 \end{aligned} \quad (14)$$

Assume-se que as escolhas dos agentes são otimizadas sob a perspectiva de expectativa racionais, em que o preço esperado do produto para o período $t+1$ é uma função do estoque a ser formado no mesmo período t e no período seguinte $t+1$, da produção e da exportação.

$$E_t P_{t+1} = f((1 - \theta)S_t + x_{t+1} - S_{t+1} - M_{t+1}) \quad (25)$$

A quantidade positiva a ser estocada no período t é definida pela seguinte expressão:

$$\left(\frac{1-\theta}{1+r}\right) (E_t P_{t+1}) - P_t(Q_t) - k = 0 \quad (36)$$

Ao substituir as equações (12) e (14), na equação (15), a quantidade a ser estocada é expressa como:

$$\left(\frac{1-\theta}{1+r}\right) f[(1-\theta)S_t + x_{t+1} - S_{t+1}) - M_{t+1}] - P_t[(1-\theta)S_{t-1} + x_t - M_t - S_t] - k = 0 \quad (17)$$

Busca-se através da equação (16), encontrar níveis de estoques (S_t) e a área plantada (A_t), para qualquer nível de disponibilidade (I_t), ou seja, busca-se identificar a quantidade de armazenamento que maximize os ganhos dos agentes a partir dos parâmetros conhecidos *a priori*.

Ao manter os parâmetros constantes ao longo do tempo, o problema de otimização de armazenamento torna-se estacionário e, através de métodos computacionais de simulação busca-se a convergência dos parâmetros, definindo com isso a regra ótima de armazenamento constante ao longo dos anos (BRAGAGNOLO, *et al.* 2009).

Condição suficiente para otimização da equação (17), adotando o mesmo procedimento exposto por Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo *et al.* (2009), é que a função objetivo seja estritamente côncava no estoque (S_t) e na disponibilidade (I_t), e que ambos sejam conjuntos convexos fechados não nulos, ou seja, a função inversa de demanda para consumo deve ser contínua para toda e qualquer disponibilidade (I_t), bem como estritamente decrescente; a função de oferta de área deve ser crescente e contínua; a função de preço esperado ($E_t P_{t+1}$) deve ser decrescente em relação ao estoque (S_t) e a área plantada (A_t).

Para que ocorra a otimização para cada período, segundo Bragagnolo *et al.* (2009) é condição necessária que a equação objetivo seja separável, ou mais especificamente, que a função objetivo seja caracterizada como aditiva.

3.3.2 Algoritmo numérico utilizado para calcular a relação entre estoque de equilíbrio, produção planejada e disponibilidade corrente

Nesta seção é apresentado o processo sistemático de cálculo para encontrar os níveis de estoques (S_t) e área plantada (A_t) que resultam das ações de maximização de lucros do processo de estocagem, sob a perspectiva de que os produtores possuem expectativas racionais sobre os preços no período $t+1$, baseado em Bragagnolo *et al.* (2009).

A condição de arbitragem que estabelece implicitamente a relação entre estoques e disponibilidade de área, é definida por:

$$\left(\frac{1}{1+r}\right) (E_{t+1} P_{t+2})(S_{t+1}) - P_{t+1}(I_{t+1} - S_{t+1}) - k - \left(\frac{\theta}{1+r}\right) (E_{t+1} P_{t+2})(S_{t+1}) = 0 \quad (4)$$

$$S_{t+1} > 0$$

As etapas necessárias para definição da regra de armazenamento são apresentadas a seguir:

- I.** Construir uma distribuição ($j= 1,...,m$) de valores de produtividade y^j , baseada em uma distribuição de probabilidade contínua do tipo normal, com média e variância associada evolução histórica da produtividade das lavouras;
- II.** Construir uma distribuição de k valores para os choques de demanda z^k , baseada em uma distribuição de probabilidade contínua do tipo normal, com média e variância associadas as suas respectivas probabilidades ϑ_k ;
- III.** A primeira aproximação do preço esperado em função do estoque é definido pelo polinômio ψ^0 ;
- IV.** Simulação para o polinômio ψ^0 :
 - i.** Adotam-se n valores para estoque inicial $(1 - \theta)S_t^i$, igualmente espaçados, admitindo que o estoque inicial no período t é igual ao estoque final no período anterior menos as perdas físicas de armazenagem θ .
 - ii.** Para cada valor de estoque inicial $(1 - \theta)S_t^i$ são associadas n valores para a área plantada A_t^i , com base em uma função linear relacionando área a receita esperada por hectare.
- V.** Simulação para disponibilidade inicial S_t^i :
 - i.** Os valores para a produção x_{t+1}^{ij} são encontrados através da multiplicação da área plantada A_t^i pelos valores da produtividade y_{t+1}^j .
 - ii.** Os valores da disponibilidade S_{t+1}^{ij} são encontrados através da soma da produção x_{t+1}^{ij} aos valores do estoque inicial $(1 - \theta)S_t^i$.
- VI.** Os valores de disponibilidade total I_{t+1}^{ijk} são encontrados pela soma da disponibilidade inicial S_{t+1}^{ij} e choques da demanda z^k ;
- VII.** Simulação para encontrar os valores de equilíbrio de disponibilidade total I_{t+1}^{ijk} :
 - i.** Inicialmente são encontradas as raízes de interesse para os valores de S_{t+1}^{ijk} e I_t^{ijk} das equações abaixo:

$$P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - S_{t+1}^{ijk}) + k - [(1 - \theta)/(1 + r)] \psi S_{t+1}^{ijk} = 0 \quad S_{t+1}^{ijk} > 0$$

$$P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - S_{t+1}^{ijk}) + k - [(1 - \theta)/(1 + r)] \psi S_{t+1}^{ijk} \geq 0 \quad S_{t+1}^{ijk} = 0$$

As raízes são encontradas por aproximações sucessivas por meio do Método de Newton, que para o problema em questão, segura a relação:

$$(S_{t+1}^{ijk})_{n+1} = (S_{t+1}^{ijk})_n - \frac{P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - S_{t+1}^{ijk}) + k - [(1 - \theta)/(1 + r)] \psi S_{t+1}^{ijk}}{\frac{dP_{t+1}^{ijk}[I_{t+1}^{ijk} - S_{t+1}^{ijk}]}{d(S_{t+1}^{ijk})_n} + \frac{dk}{d(S_{t+1}^{ijk})_n} - \frac{d\{[(1 - \theta)/(1 + r)] \psi (S_{t+1}^{ijk})_n\}}{d(S_{t+1}^{ijk})_n}}$$

A expressão $(S_{t+1}^{ijk})_{n+1}$ denota a aproximação final para o valor de estoque final e $(S_{t+1}^{ijk})_n$ é a aproximação inicial para o valor do estoque final. Realizam-se n substituições para o estoque final S_{t+1}^{ijk} ; quando $(S_{t+1}^{ijk})_{n+1} - (S_{t+1}^{ijk})_n \leq \varepsilon$ tem-se uma aproximação satisfatória da raiz da equação, em que ε é um número suficientemente pequeno⁵.

VIII. Todas as variáveis endógenas são determinadas simultaneamente pelo estoque de equilíbrio. Quando o preço de equilíbrio no mercado interno for inferior ao preço do mercado internacional ocorrerá exportação até que o preço interno atinja o mesmo nível do preço internacional. Quando o preço interno for superior ao preço internacional não ocorrerá exportação. A quantidade disponível e a quantidade armazenada são conhecidas, de modo que a quantidade exportada é definida por:

$$P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - S_{t+1}^{ijk}) > P^{EXP}, \text{ quando } M_{t+1}^{ijk} = 0$$

$$P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - M_{t+1}^{ijk}) = P^{EXP}, \text{ quando } M_{t+1}^{ijk} > 0$$

IX. Com base nos preços de equilíbrio, calcula-se o preço para cada respectiva área inicial através da equação abaixo:

$$E_t(P_{t+1}^i(S_t^i)) = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^k \text{Máx}[P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - S_{t+1}^{ijk}), P^{EXP}](\omega_j)(\vartheta_k)$$

X. A receita por hectare esperada pelos agricultores é definida por:

$$E_t R_{t+1}^i = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^k \{ \text{Máx}[(P_{t+1}^{ijk}(I_{t+1}^{ijk} - S_t^i), P^{EXP}) \times y_{t+1}^j] \} (\omega_j)(\vartheta_k)$$

XI. A área de equilíbrio A_t^i é definida por $A_t(E_t R_{t+1}^i) - A_t^i \leq \varepsilon$. Caso contrário, as etapas de IV a IX devem ser refeitas caso $A_t(E_t R_{t+1}^i) - A_t^i > \varepsilon$;

XII. Depois de obtidas as áreas de equilíbrio, ajusta-se um novo polinômio do quarto grau ψ^1 de P_{t+1} em função de S_t^i . Substitui-se ψ^0 por ψ^1 e as etapas de IV a X são refeitas.

⁵ Neste trabalho adota-se $\varepsilon = 0,000005$.

O processo deve ser feito até que $\psi^n - \psi^{n-1} \leq \varepsilon$;

- XIII.** Depois de obtido o polinômio de P_{t+1} em função de S_t^i , ajusta-se um polinômio do quarto grau $\emptyset$, do vetor A_t^i em função do vetor S_t^i . O polinômio final $\emptyset^i$ da área em função do estoque é encontrado diminuindo o espaçamento dos valores do estoque final até que $\psi^i - \psi^{i+1} \leq \varepsilon$.

3.3.3 Dados para estimação do modelo

O método utilizado exige que as seguintes informações sejam conhecidas *a priori*: (1) a relação entre consumo interno e preços, (2) choques no consumo interno, (3) a relação de receita esperada por hectare, (4) choques de oferta, (5) o preço médio de exportação (6) a taxa de juros, (7) o custo unitário de armazenamento e (8) o percentual de perda física devido ao armazenamento.

3.3.3.1 Relação entre consumo interno e preços

A relação entre o consumo interno e preços domésticos de milho foi estimada por mínimos quadrados ordinários, tendo como variável independente a média semestral de preços, por meio do programa estatístico *R*.

A média semestral do consumo interno foi estimada com base na quantidade do consumo doméstico por ano safra, divulgado pela Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), admitindo que o consumo interno ocorre de forma linear ao longo do ano.

Como referência de preços domésticos foram utilizados os preços do milho para a região de Campinas/SP disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea/Esalq/USP (2017) e deflacionados pelo IGP-DI para dezembro de 2016.

3.3.3.2 Choques no consumo interno

Como choques do consumo interno computaram-se os resíduos obtidos da regressão da relação entre consumo interno e preços, citados no subitem anterior. A partir dos resíduos citados, aproximou-se uma distribuição de probabilidade normal de média zero e desvio padrão de 699,004 no modelo da primeira safra (desvio padrão de 685,042 no modelo da segunda safra) para 8 valores igualmente espaçados. Nesta distribuição, o maior valor e menor valor considerados equivalentes ao intervalo de confiança de 99% da distribuição.

3.3.3.3 Relação de receita esperada por hectare

A relação entre área plantada e receita esperada por hectare é avaliada, pela estimação por mínimos quadrados ordinários, da relação entre a área plantada e o custo médio de produção, tendo este como variável independente.

Ressalta-se que na resolução do modelo proposto, adota-se a premissa de que a receita esperada por hectare é igual ao custo marginal por hectare quando o agente tem lucro econômico zero, assumindo que os agentes atuam em competição perfeita, conforme exposto na equação (4). Admite-se, portanto, que a receita marginal por hectare é igual ao custo marginal, que, por sua vez, é igual ao custo variável médio de produção, o que implica na ausência de economia de escala, procedimento este também adotado em Guimarães e Barros (2006) e Bragagnolo *et al.* (2009).

Os dados de área plantada foram obtidos junto a Conab. Os custos de produção de milho médios nacionais foram calculados com base nos custos de produção calculados pelo Cepea/Esalq/USP (2017).

O custo nacional da primeira safra foi calculado pela média dos custos nas principais regiões produtoras do Rio Grande do Sul, Paraná, Santa Catarina e Minas Gerais, ponderados pela participação da produção destes estados na produção nacional.

Para a segunda safra, foi calculada a média dos custos nas principais regiões produtoras do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás e Paraná, ponderada pela participação da produção destes estados na produção nacional. O período analisado dos custos da primeira e segunda safra foi compreendido pelas safras de 2006/07 a 2015/16 a valores deflacionados pelo IGP-DI para dezembro de 2016.

Ambas as séries de custos referem-se à produção de milho OGM (Organismo Geneticamente Modificados), tecnologia de sementes atualmente preponderante na produção nacional do cereal.

3.3.3.4 Choques de oferta

A distribuição de frequência de produtividade das lavouras de milho de primeira e segunda safras foi calculada pela média da produtividade entre 2000/01 e 2015/16 divulgado pela Conab, desconsiderando das séries a tendência de ganho de produtividade ao longo do período.

A partir da média e desvio padrão de ambas as séries (primeira e segunda safras), foram geradas duas distribuições normais, uma para cada safra, com 16 valores cada, igualmente

espaçados, com o maior e menor valor equivalentes ao intervalo de confiança de 99% da distribuição.

3.3.3.5 Preço médio das exportações

Os preços médios do primeiro e segundo semestre foram calculados a partir do preço médio mensal do milho brasileiro exportado entre as safras de 2000/01 e 2015/16, divulgado pela Secretaria de Comércio Exterior – Secex/Midic ponderado pelo volume exportado no período. Os preços do milho exportado foram convertidos em reais pela média mensal da taxa de Câmbio Comercial de venda e deflacionados pelo IGP-DI para dezembro de 2016.

3.3.3.6 Custo de armazenamento

O custo de armazenamento físico foi calculado com base nas informações divulgadas pelo Sistema de Informações de Armazenamento (SIARMA/ESALQ-log, 2015). A média nacional foi calculada pela média dos custos nos estados do Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Goiás, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, ponderados pela produção dos estados e deflacionados pelo IGP-DI para dezembro de 2016.

3.3.3.7 Fatores de desconto e de perda na armazenagem

Como fator de desconto, é considerada a taxa de juros real, calculada pela diferença média entre as taxas Selic e a da inflação no período de 2001 e 2016.

O percentual de perda física proveniente de armazenagem foi considerado 1,5% ao ano, baseado no trabalho de Santos *et al.* (1994).

3.3.4 Simulação de longo prazo

Após definidas as equações de preço esperado em função do estoque final da safra anterior e a equação de área plantada em função do estoque final da safra anterior, são consideradas as simulações de longo prazo das variáveis endógenas ao longo do tempo.

O objetivo das simulações de longo prazo é avaliar de que forma o modelo estrutural se ajusta ao longo do tempo e se as simulações convergem para as situações de equilíbrio de longo prazos (WRIGHT, WILLIAMS, 1991; GUIMARÃES, BARROS, 2006; BRAGAGNOLO, *et al.* 2009).

Para as análises de longo prazo, inicialmente foram simulados 3.000 valores das variáveis aleatórias (produtividade, choques de oferta e choques de demanda) no programa estatístico *R*, assumindo uma distribuição normal com média zero e respectivos desvios padrões.

Após definidas as variáveis aleatórias, as simulações de longo prazo das variáveis endógenas são calculadas a partir do modelo, assumindo as relações intertemporais dos estoques e expectativas de preços (parâmetros da regra ótima de armazenamento em função do preço esperado e área plantada). As médias de longo prazo de 10 períodos (anos-safra) são calculados pela média das 30.000 simulações, partindo de situações iniciais de escassez e excesso de oferta.

3.4 Resultados e discussão

Os parâmetros utilizados no algoritmo para a estimação da regra de armazenamento ótima em função dos níveis de disponibilidade são apresentados na Tabela 3, resultado das relações discutidas na seção 3.3.3.

Tabela 3 – Parâmetros iniciais utilizados no modelo

Parâmetros	1ª Safra	2ª Safra
Relação entre consumo interno e preços		
Termo constante	71,5938	65,5306
Coefficiente angular do preço	-0,0009	-0,0007
Choques no consumo interno		
Média dos choques no consumo interno	0,0000	0,0000
Desvio padrão dos choques do consumo interno	6,7263	6,2543
Relação entre área planta e receita esperada		
Termo constante	4.802,3728	8.337,7004
Coefficiente angular	0,5550	0,7011
Choques de oferta		
Produtividade média (ton/ha)	4,8313	5,0298
Desvio padrão da produtividade	0,3658	0,7592
Taxa anual de juros real (%)	6,2900	6,2900
Perda física no armazenamento (%/ton/ano)	1,5000	1,5000
Custo anual de armazenamento (R\$/ton)	4,4298	4,4298
Preço médio de exportação (R\$/sc)	32,6500	29,8335

Fonte: resultados do trabalho.

Admite-se que os parâmetros taxa anual de juros, perda física no armazenamento, custo anual de armazenamento são fixos ao longo do ano, de modo que são considerados os mesmos valores na primeira e segunda safras.

3.4.1 A regra ótima de armazenamento em função do preço esperado e área plantada

A regra ótima de armazenamento ou política ótima que relaciona o volume ótimo de estoque para diferentes níveis de disponibilidade inicial é apresentado na Figura 18. Vale ressaltar que a formação de estoques no mercado interno só ocorre quando economicamente viável, considerando os preços de mercado e os preços de exportação.

A formação de estoques ocorre de forma crescente quando a disponibilidade supera 29,5 milhões de toneladas na primeira safra, e 47,4 milhões de toneladas de disponibilidade na segunda safra (Figura 18). Disponibilidades menores que estes valores inviabilizariam a formação de estoques, ou seja, disponibilidades menores seriam acompanhadas por preços de mercado do cereal superiores à expectativa de preços futuros e aos custos de armazenagem, inviabilizando a atividade de armazenamento.

A decisão do produtor em estocar ou não, é tomada em função do preço esperado, dos custos de armazenamento, da taxa de desconto, do fator de perdas e das funções de oferta de área e demanda.

Figura 18 – Relação entre disponibilidade e os níveis ótimos de armazenamento.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os parâmetros das equações de preço esperado $E(P_{t+1})$ em função dos estoques finais (S_t) do período anterior foram aproximados por polinômios de quarto grau a partir dos resultados obtidos nas simulações do modelo.

Para a primeira safra, os resultados da simulação apontam que quando não tem milho estocado o preço esperado para o período seguinte é de R\$ 43,01 a saca de 60 quilos. A equação do preço esperado para a primeira safra em função do estoque do período anterior é apresentada a seguir:

$$E(P_{t+1}) = 5,23582 \cdot 10^{-17} \cdot S_t^4 + 2,29660 \cdot 10^{-13} \cdot S_t^3 - 8,28072 \cdot 10^{-2} \cdot S_t^2 - 6,98657 \cdot 10^{-4} \cdot S_t + 43,00446$$

Para a segunda safra, os resultados indicam que quando os estoques finais da safra anterior é zero, o preço esperado é de R\$ 31,54 a saca de 60 quilos, o maior nível de preços encontrado no modelo referente a segunda safra, conforme aumenta os níveis de estoques diminui os níveis do preço esperado. A equação do preço esperado para a segunda safra em função do estoque da safra anterior é apresentada a seguir:

$$E(P_{t+1}) = -1,01476 \cdot 10^{-17} \cdot S_t^4 - 5,29910 \cdot 10^{-13} \cdot S_t^3 + 2,83427 \cdot 10^{-8} \cdot S_t^2 - 3,86938 \cdot 10^{-4} \cdot S_t + 31,54039$$

As simulações do modelo apontam exportações crescentes quando a disponibilidade for maior que 28,9 milhões de toneladas na primeira safra e 46,5 milhões na segunda safra. A partir dos valores simulados, pode-se definir uma regra de exportações em relação a disponibilidade de milho, assumindo os pressupostos e parâmetros considerados neste modelo. Na Figura 19 são apresentadas as quantidades de exportação em função da disponibilidade encontrada no modelo para as simulações referente a primeira e segunda safra.

Figura 19 – Relação entre disponibilidade e os níveis ótimos de exportação.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim como a equação do preço esperado, os parâmetros da equação da área a ser plantada (A_{t+1}) em função do estoque finais do período anterior (S_t) foram aproximados por polinômios de quarto grau a partir dos resultados obtidos nas simulações do modelo. As simulações indicam que quanto maior o estoque final da safra anterior, menor o preço esperado, e consequentemente, menor a área plantada, resultado este observado em ambas as safras.

Para a primeira safra, as simulações apontam que a maior área plantada é 6,7 mil hectares, quando o estoque final da safra anterior é de zero, diminuindo sucessivamente conforme aumenta o estoque final do período anterior. O polinômio utilizado para descrever a área plantada da primeira safra em função dos estoques finais do período anterior é apresentado a seguir:

$$A_{t+1} = 1,97423 \cdot 10^{-15} \cdot S_t^4 + 2,04438 \cdot 10^{-11} \cdot S_t^3 - 4,46669 \cdot 10^{-7} \cdot S_t^2 - 3,10347 \cdot 10^{-2} \cdot S_t + 6,72180 \cdot 10^3$$

Para a segunda safra, as simulações apontam que a área máxima observada é 10,2 mil hectares quando o estoque final do período anterior é zero, e negativamente relacionado aos estoques. O polinômio utilizado para descrever a área plantada da segunda safra em função dos estoques finais do período anterior é apresentado a seguir:

$$A_{t+1} = -1,63432 \cdot 10^{-16} \cdot S_t^4 - 4,34131 \cdot 10^{-11} \cdot S_t^3 + 1,71592 \cdot 10^{-6} \cdot S_t^2 - 2,15567 \cdot 10^{-2} \cdot S_t^1 + 1,01820 \cdot 10^4$$

3.4.2 Simulação de longo prazo

Com o objetivo de identificar como o modelo responde aos choques de excesso ou escassez de oferta ao longo do tempo, foram realizadas simulações do modelo de regra ótima de armazenamento para o período de 10 períodos (anos) após um choque de oferta. Foram simuladas situações de estoque inicial igual a zero (choque de escassez de oferta) e estoque inicial de 30 milhões de toneladas (choque de excesso de oferta) nos modelos da primeira e segunda safras.

As simulações apontam que ocorre convergência satisfatória de todas as variáveis analisadas em até dez anos nas diferentes situações de estoque inicial. Os resultados encontrados estão de acordo com o apontado por Wright e Williams (1991), Miranda e Flackler (2001), de que as simulações devem partir de um ano com disponibilidade inicial acima ou abaixo da média histórica, e que o modelo deve convergir para um valor médio a medida em que o modelo absorve o choque inicial de oferta.

As variáveis se comportam como esperado. Para as simulações de choque de escassez de oferta, no primeiro período a menor disponibilidade influencia em níveis elevados de preços, níveis baixos de consumo e exportação, e aumento nos níveis de estoque final. Essa dinâmica é observada nas simulações dos modelos de primeira e segunda safra.

No segundo período, e de forma sucessiva nos períodos seguintes, o maior nível de estoque final observado no período anterior influencia na redução na área plantada no período corrente e redução na produção. No entanto, a produção diminui em menor intensidade comparado com o aumento do estoque inicial (estoque final do período anterior), de modo que a disponibilidade (oferta) aumenta no segundo período.

A maior disponibilidade influencia na redução no nível dos preços, que por sua vez reflete no aumento do consumo e das exportações de equilíbrio de mercado. O estoque final tende a aumentar em maior intensidade comparado ao aumento do consumo e exportações. O processo de ajustes ocorre sucessivamente ao longo dos anos, até que o processo se estabiliza em níveis considerados de equilíbrio nos modelos.

O resultado das simulações de longo prazo da primeira safra ao choque de escassez de oferta (estoque inicial zero) é apresentado na Tabela 4. Com estoque inicial igual a zero no primeiro período, a área plantada de equilíbrio é 6,67 milhões de hectares e converge para 6,58 milhões de hectares no sexto período após o choque.

Tabela 4 – Médias de longo prazo das variáveis endógenas – primeira safra com estoque inicial zero

Ano	Área (mil ha)	Produção (mil ton)	Estoque inicial (mil ton)	Disponibilidade (mil ton)	Consumo (mil ton)	Estoque final (mil ton)	Exportação (mil ton)	Preço (R\$/sc)
1	6.670,00	32.222,42	0,00	32.222,42	27.920,35	1.526,98	2.775,09	34,28
2	6.623,74	32.068,84	1.499,71	33.568,55	28.434,69	2.250,69	2.883,16	33,80
3	6.602,67	31.888,67	2.210,50	34.099,17	28.507,41	2.558,69	2.953,07	33,64
4	6.593,94	31.857,21	2.512,99	34.370,20	28.510,48	2.718,84	3.128,87	33,57
5	6.590,28	31.845,73	2.670,29	34.516,02	28.517,48	2.814,19	3.251,66	33,55
6	6.588,62	31.843,26	2.763,93	34.607,19	28.515,48	2.880,77	3.321,48	33,53
7	6.588,16	31.810,40	2.829,32	34.639,72	28.518,48	2.902,62	3.351,48	33,54
8	6.588,13	31.805,65	2.850,78	34.648,43	28.522,78	3.045,58	3.489,24	33,55
9	6.588,13	31.807,95	2.991,18	34.829,13	28.521,38	3.046,40	3.572,18	33,54
10	6.588,13	31.811,45	2.991,99	34.809,44	28.522,48	3.046,40	3.572,18	33,54

Fonte: resultados do trabalho.

Para a segunda safra, o resultado das simulações de longo prazo ao choque de escassez de oferta é apresentado na Tabela 5. No primeiro período, o choque de escassez de oferta reflete em níveis reduzidos de disponibilidade (51,4 milhões de toneladas) e estoque finais (8,7 milhões de toneladas). No sétimo período em diante com sucessivos ajustes nos períodos seguintes após o choque, a disponibilidade se estabiliza em torno de 67 milhões de toneladas e estoques finais de cerca de 17 milhões de toneladas.

Tabela 5 – Médias de longo prazo das variáveis endógenas – segunda safra com estoque inicial zero

Ano	Área (mil ha)	Produção (mil ton)	Estoque inicial (mil ton)	Disponibilidade (mil ton)	Consumo (mil ton)	Estoque final (mil ton)	Exportação (mil ton)	Preço (R\$/sc)
1	10.180,00	51.453,95	0,00	51.453,95	18.380,34	8.711,88	24.361,73	29,96
2	10.113,11	50.939,38	8.556,29	59.495,66	20.225,89	12.248,04	26.621,73	29,89
3	10.063,23	50.672,33	12.029,29	62.701,62	20.964,43	13.915,45	27.421,73	29,87
4	10.048,53	50.403,45	13.666,92	64.070,37	21.235,65	15.772,99	27.861,73	29,86
5	10.037,04	50.353,64	15.491,28	65.954,92	21.380,91	16.562,28	28.011,73	29,86
6	10.027,64	50.187,03	16.266,48	66.453,50	21.340,93	16.953,84	28.158,73	29,85
7	10.029,49	50.113,96	16.651,05	67.265,01	21.435,19	17.333,08	28.201,73	29,85
8	10.031,63	50.144,02	17.023,51	67.767,53	21.450,21	17.541,58	28.251,73	29,85
9	10.032,35	50.188,74	17.228,29	67.417,03	21.506,39	17.648,90	28.361,73	29,85
10	10.032,51	50.234,05	17.333,69	67.567,74	21.557,10	17.648,90	28.361,73	29,85

Fonte: resultados do trabalho.

O choque de escassez de oferta é acompanhado por níveis de preços elevados. No geral, este processo de desequilíbrio (choque) é ajustado ao longo do tempo, com um processo de

sucessivos aumentos nos níveis de estoques, disponibilidade, consumo e exportação; reflexo da redução nos preços ao longo dos períodos.

Por outro lado, a disponibilidade inicial acima da média é absorvida nos períodos seguintes através de estoques e exportação. O consumo interno apresenta relativa estabilidade, de modo que excessos de oferta são direcionados para armazenagem e exportação.

Os choques de excesso de oferta são acompanhados no primeiro momento por preços menores, níveis elevados de estoques, consumo e exportação. No segundo período, e de forma sucessiva nos períodos seguintes, ocorre redução nos níveis de estoques, que por sua vez influencia no aumento na área planta e produção. A redução dos estoques ocorre em maior intensidade comprado ao aumento na produção, com isso aumenta a disponibilidade (oferta), resultado da soma da produção corrente e dos estoques iniciais. Esta dinâmica de ajustes é observada nas simulações da primeira e segunda safras.

Nos períodos seguintes, a maior disponibilidade influencia no aumento dos níveis dos preços, refletindo nos níveis de consumo e exportação. O processo de ajustes ocorre sucessivamente ao longo dos anos, até que o processo se estabiliza em níveis considerados de equilíbrio nos modelos.

O resultado das simulações de longo prazo ao choque de excesso de oferta (estoque inicial de 30 milhões de toneladas) na primeira safra é apresentado na Tabela 6. No primeiro período, o choque de excesso de oferta reduz os níveis de preços, que por sua vez refletem em níveis elevados de consumo (29,3 milhões de toneladas) e exportação (23,5 milhões de toneladas). O processo de ajuste ao longo dos anos ocorre quatro períodos após o choque, o consumo se estabiliza em torno de 28,5 milhões de toneladas e a exportação em torno de 3,5 milhões de toneladas.

Tabela 6 – Médias de longo prazo das variáveis endógenas – primeira safra com estoque inicial de 30 milhões de toneladas

Ano	Área (mil ha)	Produção (mil ton)	Estoque inicial (mil ton)	Disponibilidade (mil ton)	Consumo (mil ton)	Estoque final (mil ton)	Exportação (mil ton)	Preço (R\$/sc)
1	6.420,00	31.014,69	30.000,00	61.014,69	29.272,71	8.160,14	23.581,83	32,65
2	6.489,08	31.416,88	8.014,40	39.431,28	28.814,38	4.861,90	5.755,01	33,00
3	6.562,49	31.694,65	4.775,07	36.469,72	28.687,50	3.754,90	4.157,32	33,19
4	6.570,31	31.743,05	3.687,84	35.430,88	28.675,50	3.256,76	3.502,43	33,43
5	6.577,69	31.784,90	3.198,59	34.983,50	28.655,50	3.113,11	3.340,63	33,53
6	6.582,17	31.812,08	3.057,51	34.869,59	28.647,50	3.039,01	3.283,02	33,62
7	6.589,33	31.798,52	2.984,74	34.783,26	28.615,50	2.971,95	3.220,37	33,58
8	6.595,43	31.826,54	2.918,87	34.745,40	28.595,50	3.134,30	3.346,65	33,58
9	6.595,41	31.828,18	3.078,32	34.906,50	28.570,50	3.290,78	3.516,39	33,58
10	6.595,42	31.828,39	3.232,01	35.130,40	28.575,50	3.290,78	3.516,39	33,58

Fonte: resultados do trabalho.

Por fim, o resultado das simulações de longo prazo com choque de excesso de oferta (estoque inicial de 30 milhões de toneladas) na segunda safra é apresentado na Tabela 7. No primeiro período, o choque de excesso de oferta influencia em preços baixos e níveis de consumo e exportação elevados. Os níveis elevados de exportação e consumo refletem na redução dos níveis dos estoques, e disponibilidade no período seguinte. O processo de ajuste se estabiliza a partir do quarto período após o choque.

Tabela 7 – Médias de longo prazo das variáveis endógenas – segunda safra com estoque inicial de 30 milhões de toneladas

Ano	Área (mil ha)	Produção (mil ton)	Estoque inicial (mil ton)	Disponibilidade (mil ton)	Consumo (mil ton)	Estoque final (mil ton)	Exportação (mil ton)	Preço (R\$/sc)
1	9.800,53	49.535,98	30.000,00	79.535,98	23.865,59	23.496,60	32.173,79	29,72
2	9.920,53	49.969,39	23.076,95	73.046,33	22.516,68	21.255,86	29.673,79	29,79
3	9.969,00	50.197,85	20.876,23	71.074,08	21.986,08	19.274,20	28.913,79	29,82
4	9.997,54	50.147,69	18.929,97	69.077,66	21.759,99	17.793,87	28.573,79	29,84
5	10.013,20	50.173,75	17.476,07	67.819,83	21.543,72	17.760,31	28.415,79	29,85
6	10.023,94	50.168,55	17.443,11	67.611,66	21.491,55	17.760,31	28.409,79	29,85
7	10.029,22	50.192,61	17.443,11	67.055,72	21.519,59	17.759,34	28.403,79	29,85
8	10.030,74	50.209,51	17.442,16	67.181,67	21.527,03	17.760,85	28.393,79	29,85
9	10.030,88	50.181,42	17.443,64	67.625,06	21.581,51	17.759,34	28.334,21	29,85
10	10.030,13	50.222,13	17.442,16	67.664,29	21.584,96	17.759,34	28.369,99	29,85

Fonte: resultados do trabalho.

De forma geral, as médias das simulações de longo prazo indicam que após choques de excesso ou escassez de oferta, todas as variáveis analisadas (área planta, produção, estoque final, consumo, exportação e preço) convergem para um valor de equilíbrio antes do período de dez anos. Os resultados analíticos mostram a consistência teórica do modelo, em que a relação entre as variáveis observadas nas simulações está de acordo com o esperado; aumentos nos preços reduz o consumo interno, a área plantada aumenta com reduções de estoques, e os estoques são menores quando os preços de mercado são maiores.

3.5 Considerações finais

A decisão de armazenagem de milho no mercado brasileiro foi analisada por meio de um modelo econômico dinâmico estocástico, sob a perspectiva de que a estocagem é uma atividade econômica competitiva e que os agentes são maximizadores de lucro com expectativa racional. A estrutura do modelo implementado busca analisar as recentes mudanças estruturais

do mercado brasileiro de milho, com a maior participação da segunda safra na produção total em detrimento da redução do milho verão, e exportações crescentes.

Os resultados sugerem a forte influência da demanda externa, via exportações, sob o equilíbrio dinâmico do mercado brasileiro de milho. O comportamento dos preços domésticos e a formação de estoque são influenciados pela exportação. Com a expansão da produção nacional, principalmente do milho produzido na segunda safra, os níveis de estoques e de exportação de equilíbrio se mostram crescentes, sustentados pelo maior excedente do cereal e pressão sobre os preços domésticos.

Os resultados da regra de exportação sugerem exportações crescentes quando a disponibilidade for superior a 28,9 milhões de toneladas na primeira safra, e 46,5 milhões de toneladas de disponibilidade na segunda safra. A regra de armazenagem calculada sugere que a formação de estoques ocorre de forma crescente na primeira safra quando a disponibilidade superar 29,5 milhões de toneladas, e 47,4 milhões de toneladas na segunda safra.

Os resultados sugerem relação inversa entre os estoques e a área plantada. Em níveis de equilíbrio, é esperado maior área plantada com o milho segunda safra comprado ao cultivo do milho primeira safra.

O preço esperado apresenta relação inversa com os estoques finais do período anterior, assim como esperado. Quanto maiores os níveis de estoques, menor o nível de preço esperado para o período seguinte. Os resultados sugerem que para níveis de estoques de equilíbrio, são esperados níveis de preços maiores na primeira safra, comparado aos preços de equilíbrio da segunda safra.

As simulações de longo prazo demonstram que existe convergência aos níveis de equilíbrio de todas as variáveis endógenas em ambos os modelos, primeira e segunda safra. As simulações indicam que após choques de excesso ou escassez de oferta, todas as variáveis endógenas convergem em 5 períodos (anos) para níveis de equilíbrio.

No geral, os resultados demonstram que é possível analisar a tomada de decisão de armazenar milho no mercado brasileiro através de um modelo econômico dinâmico estocástico. Evidenciam que expansão da produção, consequentemente maior disponibilidade do cereal é acompanhado por níveis crescentes de estoques e exportação. As simulações corroboram a tendência de expansão da produção do milho segunda safra, e, consequentemente, níveis maiores de disponibilidade, exportação e armazenagem.

Os resultados deste trabalho não foram comparados aos valores observados em anos anteriores. O modelo desenvolvido e suas respectivas simulações consideram os parâmetros estabelecidos inicialmente constantes ao longo do tempo; enquanto que em anos anteriores,

estes parâmetros não se mantiveram constantes. Segundo Guimarães e Barros (2006), o método utilizado neste trabalho é prospectivo e não retrospectivo, ou seja, pode ser usado para previsões do equilíbrio de mercado em períodos futuros e não para comparar ao que aconteceu no passado.

A possibilidade de atualizar os parâmetros estabelecidos inicialmente e ajustar novos modelos a cada momento e encontrar equilíbrios de mercado em períodos futuros é a principal contribuição deste tipo de estudo. Este trabalho avança na modelagem de armazenamento ao analisar os estoques em dois períodos dentro de um mesmo ano-safra, primeira e segunda safras. Como próximos passos para estudos desta natureza, são sugeridas análises da influência dos preços externos de diferentes países no processo de armazenagem no Brasil, assim como análises regionais da armazenagem do cereal.

Referências

BRAGAGNOLO, C.; Análise do armazenamento de arroz no Brasil sob condições de incerteza através de um modelo dinâmico de expectativas racionais. 2006. 135 p. **Dissertação** (Mestrado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

BRAGAGNOLO, C.; GUIMARAES, V.A. BARROS, G.S.A.C.. A regra ótima de armazenamento de arroz no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 1, p. 153-181, 2009.

BARROS, G.S.A.C.; GUIMARÃES, V.A. Análise da eficiência da política de preços para arroz e milho por meio de um modelo econômico de expectativas racionais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 36, n. 4, p. 113-133, 1998.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). Safras. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em Setembro de 2016.

CENTRODE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). Milho. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em Setembro de 2016.

GARDNER, B. Optimal stockpiling of grain. Lexington: **Lexington Books**, 1979. 175p.

GARDNER, B.; LÓPEZ, R. Interest-rate subsidies price stabilization. **American Journal of Agricultural Economics**, Nashville, v. 78, n. 3, p. 508-516, 1996.

GUIMARÃES, V.A.; BARROS, G.S.A.C.. Análise do armazenamento de milho no Brasil em um mercado de economia aberta. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro. v. 44, n. 4, p. 751-771, 2006.

GUSTAFSON, R.L. Carryover levels for grain: a method for determining amounts that are optimal under specified conditions. Washington: USDA, 1958. 92p. (**Technical Bulletin**, 1178)

HELMERGER, P. G.; WEAVER, G. Welfare implications of commodity storage under uncertainty. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 54, n. 4, p. 63-96, 1997.

LENCE, S.H.; HAYES, D.J. U.S. farm policy and the variability of commodity prices and farm revenues. Ames: Iowa State University, 2000. 36p. (Working Paper, 00-WP 239).

LIMA, S.M.A; BARROS, G.S.A.C. Eficácia da política de preços mínimos nos anos 80 e 90: o caso do milho no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.50, n.2, p.161-178, 1996.

LOWRY, M.; GLAUBER, J.; MIRANDA, M.; HELMBERGER, P. Pricing and storage of field crops: a quarterly model applied to soybeans. **American Journal of Agricultural Economics**, v.69, n.4, p.740-749, 1987.

MASSEL, B.F. Price stabilization and welfare. **Quarterly Journal of Economics**, v.83, n.2, p.284-298, 1969.

MICHAELIDES, A.; SERENA, N. Estimating the rational expectations model of speculative storage: a Monte Carlo comparison of three simulation estimators. **Journal of Econometrics**, Boston, v.1, n. 96, p. 231-266, 2000.

MIRANDA, M.J.; HELMBERGER, P.B. The effects of commodity price stabilization programs. **American Economic Review**, v.78, n.1, p.46- 57, 1988.

OI, W.Y. The desirability of price instability under perfect competition. **Econometrica**, v.29, n.2, p.58-62, 1961.

PETERSON H.H., TOMBEK W.G. How much of commodity price behaviour can a rational expectations storage model explain? **Agricultural Economics**. 33:289–303, 2005.

SANTOS, J. P., FONTES, R. A., MANTOVANI, B. H. M., MANTOVANI, E. C.; PEREIRA FILHO I. A.; BORBA, C. S., ANDRADE, R. V., AZEVEDO, J. T., ANDREOLI, C.. Perdas de Grãos na Cultura do Milho. Relatório Técnico Anual do Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo. 1992-1993, Sete Lagoas, MG. v.6, p.122-124, 1994.

SILBERBERG, E.. The structure of economics: a mathematical analysis. 3ed. Nova York: **Magraw-Hill**, 688 p., 2000.

WAUGH, F.V. Does the consumer gain from price instability? **Quarterly Journal of Economics**, v.58, n.2, p.602-614, Aug, 1944.

WRIGHT, B.R.; WILLIAMS, J.C. The economic role of commodity storage. **The Economic Journal**, London, v.92, n.367, p.596-614, 1982.

WRIGHT, B.R.; WILLIAMS, J.C. The welfare effects of the introduction of storage. **Quarterly Journal of Economics**, v.99, n.1, p.169-182, 1984.

WRIGHT, B.R.; WILLIAMS, J.C. Storage and commodity markets. New York: **Cambridge University Press**, p. 502, 1991.

4. CONTRATO FUTURO DE BASE DE PREÇOS DE MILHO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA ENTRE AS REGIÕES

Resumo

Este artigo tem como objetivo analisar as relações de preços de milho no mercado brasileiro, em especial, os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base de milho listado na Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3). São analisadas as relações de causalidade, integração, bem como se choques positivos nos preços do milho em Campinas/SP influenciam os preços de diferentes regiões na mesma intensidade que choques negativos através do modelo de Houck (1977) e adaptações para a correção de erros. Os resultados indicam que todas as regiões selecionadas, exceto Triângulo Mineiro e Barreiras, absorvem proporcionalmente aumentos e quedas nos preços na região de Campinas/SP, e que os preços nas diferentes regiões analisadas apresentam forte relação com os preços do mercado paulista. Conclui-se que o contrato futuro de base de preços de milho listado na B3 tem condições de contribuir para a eficiência do *hedge* (seguro de preço) na fixação de preços do cereal em termos regionais no mercado brasileiro.

Palavras-chave: Mercado de milho; Assimetria de transmissão de preços; Correção de erros

Abstract

This paper aims to assess corn prices in the Brazilian market, mainly in the reference regions for the future contract at the B3 Stock Exchange. Causal and integration relationships are analyzed, as well as whether corn price rises in Campinas (SP) influence quotes in other regions as intensely as price drops. These analysis are based on the Houck model (1977) and adaptation was needed in order to correct errors. Results indicate that all surveyed regions, except for the Triângulo Mineiro and Barreiras (BA), proportionally absorb price drops and rises from Campinas, and that quotes in the regions surveyed are strongly related to values in the market of São Paulo State. In conclusion, the future corn contract at B3 is able to contribute for the hedge efficiency (price insurance) on regional price fixing in the Brazilian Market.

Keywords: Corn market; Asymmetric price transmission; Error correction

4.1 Introdução

Os preços de milho no mercado brasileiro são altamente sensíveis a choques regionais de oferta e demanda. A elevada variação nos preços ocorre, principalmente, em função da importância do consumo interno⁶, o que tende a provocar oscilações expressivas nos preços em direção contrária aos choques de oferta. Outros produtos agropecuários têm seus preços

⁶ Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento, 70% da produção brasileira de milho foi destinado ao consumo interno entre os anos-safras de 2011/12 e 2015/16 (Conab, 2017).

predominantemente formados no mercado internacional, apresentando-se em geral mais estáveis.

A necessidade de gerenciar os riscos dos agentes envolvidos nesta cadeia em termos de oscilação de preço (*hedge*) é evidente. Neste ambiente, a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BMF&Bovespa) lançou em setembro de 2008, e posteriormente mantido pela Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3) o contrato futuro de base de preço de milho. Este contrato permite que os agentes fixem o preço do cereal na própria região de produção ou consumo, o que era, até então, um modelo inédito no mercado financeiro brasileiro.

O contrato foi lançado para que os agentes consigam, através da negociação simultânea com o contrato futuro de liquidação financeira, aumentar a eficiência da proteção contra oscilações indesejadas de preço, visto que ao fixar o preço em diferentes regiões, os agentes tendem a reduzir a volatilidade entre o preço regional e os preços em Campinas/SP, base do contrato futuro financeiro. Atualmente a Bolsa disponibiliza o contrato futuro de base para as regiões de Cascavel/PR, Triângulo Mineiro/MG, Rio Verde/GO⁷.

Tecnicamente o contrato futuro de base regional tem condições de aumentar a eficiência contra o risco de base; no entanto, atualmente este novo modelo de contrato não apresenta liquidez na Bolsa. A sofisticação crescente do negócio do milho exige soluções inovadoras para o gerenciamento do risco de preços do produto, mas que nem sempre são aproveitadas e/ou entendidas pelos agentes de mercado.

A presença de algum tipo falha de mercado e/ou assimetria de transmissão de preços entre as regiões de referência pode vir a inibir os agentes a fazer uso deste novo contrato. Espera-se que choques positivos em determinado mercado regional devem ser transmitidos na mesma intensidade que choques negativos nos preços a outros mercados com que realiza transações. Desvios desse padrão são entendidos como transmissão assimétrica de preços.

Nesta perspectiva, o objetivo do artigo é analisar as relações de preços de milho no mercado brasileiro, em especial, os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base listado na Bolsa. São analisadas as relações de causalidade, integração e simetria na transmissão de preços através do modelo de Houck (1977) e adaptações necessárias para a correção de erros nas análises de longo prazo.

As relações entre os preços do milho na região de Campinas/SP e as regiões de Ponta Grossa/PR, Chapecó/SC, Dourados/MS, Sorriso/MT e Barreiras/BA também são analisadas.

⁷ O contrato com base nos preços no porto de Paranaguá/PR também foi inicialmente listado na Bolsa, mas posteriormente foi retirado devido à aspectos técnicos de armazenagem.

Apesar de não estarem listadas no modelo atual de contrato, essas regiões apresentam elevada importância em termos de oferta no mercado doméstico do cereal, e consequentemente, no processo de formação de preços regionais.

Além desta parte introdutória, o trabalho é dividido em outras cinco seções. Na segunda são apresentadas as características atuais do contrato futuro de base de preços de milho no Brasil, seguido por uma breve revisão sobre assimetria de transmissão de preços. Na quarta seção é descrito a metodologia e base de dados utilizada no trabalho, seguido pelos resultados e conclusões.

4.2 O contrato futuro de base de preço de milho

O contrato de milho com liquidação financeira negociado na B3 é considerado a principal referência de preços futuros de milho no Brasil, e atualmente o de maior liquidez entre os contratos agropecuários da Bolsa. No contrato de liquidação financeira, após o vencimento, as posições em aberto são liquidadas pela Bolsa com base na média aritmética dos últimos três dias (incluindo o dia de vencimento) do Indicador Esalq/BM&FBovespa para a região de Campinas/SP.

Devido às características regionais de oferta e demanda no processo de formação de preços de milho no mercado brasileiro, a Bolsa lançou junto com o contrato futuro financeiro, o contrato futuro de base regional de preços, no qual a base é a diferença entre o preço em determinada região e o preço em Campinas, no mesmo período de tempo.

O contrato futuro de base de preço de milho, diferente do contrato financeiro, pode ter um valor positivo, nulo ou negativo, uma vez que o ativo-objeto do contrato é exatamente o valor da base de milho entre a região de Campinas e as regiões de referência: Cascavel (oeste do Paraná), Uberlândia (Triângulo Mineiro) e Rio Verde (sudoeste de Goiás).

A fixação do preço regional do milho, através do mercado futuro de bases de preços é feita em duas operações, via a negociação do contrato financeiro de milho e do contrato futuro de base. Por exemplo, um vendedor da região de Rio Verde que queira se proteger de variações de base deve analisar o histórico entre o preço da região e o preço do contrato futuro, que tem como região formadora de preço a cidade de Campinas/SP. Esse agente após analisar a evolução da base, num caso hipotético, realiza a venda de um contrato futuro de milho, por exemplo a R\$ 25,00/saca de 60 Kg (preço em Campinas) e uma venda de base, por exemplo a R\$ - 5,00 (cinco Reais negativos). Neste caso, a operação resultaria, para o vendedor, na fixação de preço de R\$ 20,00/saca em Rio Verde.

As características do contrato futuro de base de preços de milho negociados na Bolsa são apresentadas no Quadro 3.

Objeto de negociação	<p>Mercado interno Milho em grão a granel, e com até 14% de umidade; máximo de 1% de impurezas; máximo de 6% de grãos ardidos ou brotados e livres de grãos mofados; máximo de 12% de grãos quebrados, partidos ou chochos.</p> <p>Mercado externo Se a região-base for uma localidade portuária, o objeto de negociação atenderá às especificações: milho em grão a granel, amarelo, da última safra e de produção brasileira, livre de insetos vivos, com até 14,5% de umidade; até 1,5% de impurezas na peneira 4,76 mm; até 3% de grãos quebrados; até 20 PPB de aflatoxina; até 5% de grãos danificados, sendo no máximo 1% de ardidos e/ou germinados; e livre de sementes venenosas, mas com uma tolerância máxima de 0,10% de mamona e cascas de mamona.</p>
Código de negociação	CTM (Contrato Futuro de Base de Preço de Milho/Triângulo Mineiro, MG); COP (Contrato Futuro de Base de Preço de Milho/Cascavel, PR); CRV (Contrato Futuro de Base de Preço de Milho/Rio Verde, GO).
Tamanho do contrato	450 sacas de 60kg líquidos (equivalentes a 27 toneladas métricas).
Cotação	Reais por saca, com duas casas decimais.
Variação mínima de apregoação	R\$0,01.
Lote padrão	1 contrato.
Último dia de negociação	Dia 15 do mês de vencimento.
Data de vencimento	Dia 15 do mês de vencimento. Caso não houver sessão de negociação, a data de vencimento será a próxima sessão de negociação.
Meses de vencimento	Janeiro, março, maio, julho, agosto, setembro e novembro.
Local de entrega	A liquidação por entrega deverá ser cumprida via transferência, do cliente-vendedor ao cliente-comprador, do produto-objeto deste contrato.
Período de aviso de entrega	Os clientes-vendedores ou os terceiros indicados, que tiverem a intenção de liquidar suas posições por entrega física, deverão, entre o 5º dia útil anterior ao último dia útil de negociação, até uma hora após o encerramento da sessão de negociação do penúltimo dia útil de negociação, atender às exigências do contrato.
Liquidação no vencimento	Física.

Quadro 3. Características principais do contrato futuro de base milho da B3. Fonte: Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (2018).

4.3 Assimetria na transmissão de preços

Segundo Frey e Manera (2007), a assimetria na transmissão de preços (ATP) caracteriza-se como um processo em que diferentes níveis de mercado reagem aos choques de

preços de forma distinta, em proporções e/ou velocidades, nas diversas fases de comercialização da cadeia produtiva analisada. Desse modo, busca-se quantificar os efeitos distintos dos aumentos e quedas de preços ao longo da cadeia produtiva.

A presença de ATP pode ser classificada, segundo Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) a partir dos seguintes critérios: (a) assimetria vertical ou espacial; (b) assimetria positiva ou negativa e; (c) velocidade e magnitude da assimetria.

O conceito de ATP vertical consiste em diferenças no ajustamento e/ou elasticidades de transmissão dos preços em diferentes níveis de mercados. Segundo Barros e Burnquist (1987), a elasticidade de transmissão vertical de preços corresponde à variação relativa no preço a um nível de mercado (varejo, por exemplo) em relação à variação no preço a outro nível (atacado, por exemplo), considerando que os dois níveis de mercado serão mantidos em equilíbrio após o choque inicial.

Por outro lado, a ATP horizontal consiste em diferenças no ajustamento e/ou elasticidades dos preços no mesmo nível de mercado, mas em diferentes regiões. Este conceito baseia-se na formação competitiva dos preços e na Lei do Preço Único, o qual estabelece que bens idênticos transacionados em diferentes regiões devem ser vendidos pelo mesmo preço, em mercados concorrenciais sem consideração de custos de transação (transporte, etc.) e de barreiras ao comércio (MARGARIDO *et al.*, 2012). Considerados os custos de transação, os preços em diferentes regiões que transacionam entre si serão diferentes, de forma a cobrir tais custos (BARROS, 2017).

Em ambas as análises, vertical e horizontal, a ATP pode ser classificada de acordo com a velocidade e pela magnitude. De modo que ajustamentos nos preços decorrentes de choques positivos (ou negativos) podem ter magnitude e/ou velocidade maior do que o ajustamento de choques negativos (ou positivos).

Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) fizeram uma extensa revisão sobre o conceito e aplicações de ATP. Os autores destacam que o bem-estar dos agentes está diretamente associado às variações nos preços, e a presença de ATP implica em diferente distribuição de bem-estar entre os agentes (vendedores e/ou consumidores).

Um amplo número de estudos dedica-se a testar empiricamente a existência de assimetria de transmissão de preços de produtos agropecuários ou sistemas agroalimentares. Kinnucan e Forker (1987) analisaram a relação dos preços em nível do produtor e de varejo do setor lácteo nos Estados Unidos para o período de 1971 a 1981. Pela abordagem de Houck (1977), os autores apontam a existência de assimetria de transmissão, com os preços no varejo

se ajustando mais rapidamente e em maior intensidade aos aumentos do que às quedas nos preços ao produtor. Os autores indicam que existência de assimetria pode ser resultante das intervenções do governo neste mercado.

O mercado australiano de carne bovina, suína e ovina foi analisado por Griffith e Piggott (1994). Os autores identificaram a existência de assimetria, na qual os aumentos nos preços em nível do atacado e varejo são repassados em maior intensidade que as reduções.

A presença de assimetria de transmissão espacial de preços no setor lácteo foi analisada por Capps-Jr e Sherwell (2007) para sete cidades nos Estados Unidos, no período de 1994 a 2002. Através da abordagem proposta por Houck (1977) e adaptações necessárias para correção dos erros, os autores identificaram a presença de assimetria de transmissão de preços entre diferentes regiões, no nível de preços do produtor.

Ainda com relação ao setor lácteo, Weldesenbelt (2013) identificou a presença de assimetria de transmissão de preços entre os níveis de produtor, varejo e atacado, no mercado da Eslováquia, entre 1993 e 2010. Através do modelo de Houck (1977) e adaptações para o modelo com correção de erros, o autor identificou assimetria de transmissão no curto e longo prazos.

Para o mercado brasileiro, a literatura que analisa empiricamente a assimetria de transmissão é ampla, podendo-se citar os trabalhos de Aguiar e Santana (2002); Aguiar e Figueiredo (2011); Cunha e Wander (2014) e Santos *et al.* (2015).

A relação de preços entre produtor e varejo, para uma cesta de produtos do mercado paulista foi analisado por Aguiar e Santana (2002), para o período de 1987 a 1998, via abordagem proposta por Houck (1977). Além da presença de assimetria de transmissão de preços para diversos mercados, os autores identificaram a relação entre capacidade de armazenamento e concentração de mercados com a presença de assimetrias de transmissão de preços. Na mesma linha, Aguiar e Figueiredo (2011) também identificaram a presença de assimetria de transmissão de preços para uma cesta de produtos no mercado paulista, ao comparar os períodos de 1994-1999 e 2000-2008, via abordagem proposta por Houck (1977).

Para o mercado paulista de feijão, Cunha e Wander (2014) testaram a presença de assimetria de transmissão ao nível de preço ao produtor, varejo e atacado, para o período de 1994 a 2011, via a abordagem proposta por Houck (1977) e adaptações para um modelo de correção de erros. Os autores identificaram que os aumentos dos preços ao nível do produtor são transmitidos mais intensamente aos níveis do atacado e varejo, comparado as quedas nos preços.

Ainda na mesma linha, Santos *et al.* (2015) verificaram a existência de assimetria de transmissão de preços no mercado varejista de etanol em São Paulo. Os autores discutem a possibilidade de poder de mercado por parte dos varejistas, uma vez que foi identificado que aumentos são transmitidos em maior intensidade comparado às quedas.

Apesar de um amplo número de trabalhos já ter analisado a assimetria de transmissão de preços de produtos agrícolas por meio da abordagem proposta por Houck (1977), não foi identificado nenhum trabalho que tenha analisado empiricamente a presença de assimetria de transmissão de preços entre diferentes níveis de mercado ou entre diferentes regiões do mercado brasileiro de milho.

4.4 Metodologia

A análise de assimetria de transmissão de preços (ATP) implementada neste trabalho é baseado no ferramental analítico desenvolvido por Wolfram (1971) e aperfeiçoado por Houck (1977) e Ward (1982), e posteriormente adaptado por Engle e Granger (1987) e von Cramon-Taubadel (1998) com a correção de erros nas análises de longo prazo. O trabalho segue o procedimento adotado por Kinnucan e Forker (1987), Griffith e Piggot (1994), Capps-Jr e Sherwell (2007), Weldesenbelt (2013), Cunha e Wander e (2014).

Antes de iniciar a análise de ATP, realizam-se os testes econométricos preliminares do ferramental analítico de séries temporais. Inicialmente é verificado como o processo estocástico gerador das séries analisadas se comporta ao longo do tempo. A estacionariedade das séries e a presença de uma única raiz no processo estocástico gerador foram verificadas a partir dos testes Dickey-Fuller *generalized least squares* (DF-GLS) proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), do teste PP (Phillips-Perron, 1988) e KPSS (Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin, 1992).

Seguindo o procedimento proposto por Enders (2010) quando as séries forem não estacionárias em nível, elas deverão ser diferenciadas d vezes até tornarem-se estacionárias, passando a ser chamadas de séries integradas de ordem d , $I(d)$. Na sequência é analisada a cointegração entre os diferentes mercados.

Os testes do traço e do máximo autovalor proposto por Johansen (1988) foram implementados para avaliar a presença de cointegração entre as séries. Com o objetivo de identificar a relação de causalidade e analisar se os movimentos do preço de um mercado/região precedem os movimentos do preço de outro mercado/região foram implementados os testes de causalidade de Granger (1969).

4.4.1 Cálculo da base

A base é calculada pela diferença de preços entre cada região e uma referência, neste caso a região de Campinas/SP, no mesmo período de tempo. A dispersão da base, por sua vez, é calculada pelo desvio-padrão mensal da evolução da base.

4.4.2 Modelo empírico de análise de assimetria na transmissão de preços

Nesta seção é apresentado o método de análise de Assimetria de Transmissão de Preços (ATP) proposto por Houck (1977), seguidas pelas adaptações desse modelo propostas por Engle e Granger (1987) e von Cramon-Taubadel (1998), no qual os autores incorporam a correção de erros no modelo de ATP para análise de mercados cointegrados, método adotado neste estudo.

A análise parte de uma função relacionando os preços em duas regiões y e x , - dados por P_y e P_x admitindo-se que as variações comecem em x e sejam transmitidas simultaneamente a y .

$$P_{Yt} = \beta_0 P_{Xt}^{\beta_1} \varepsilon_t$$

ou em logs:

$$\ln P_{Yt} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{Xt} + \ln \varepsilon_t$$

De forma intuitiva, o procedimento apresentado adiante consiste em se estimar regressões entre variação no preço de um mercado (ou níveis de mercado) como variável dependente em função de aumentos e quedas nos preços de outro mercado (ou nível diferente) como variáveis independentes. Inicialmente o método de análise de ATP foi proposto por Wolfram (1971) e posteriormente adaptado por Houck (1977) e Ward (1982).

Fundamentado na técnica de segmentar aumentos e quedas no processo de variação dos preços, o modelo proposto por Houck (1977) para análise de assimetria na transmissão de preços é definido pela equação abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{Yt} &= \ln P_{Yt} - \ln P_{Yt-1} \\ \Delta \ln P_{Yt} &= (\beta_0 + \beta_1 \ln P_{Xt} + \ln \varepsilon_t) - (\beta_0 + \beta_1 \ln P_{Xt-1} + \ln \varepsilon_{t-1}) \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \beta_1 (\ln P_{Xt} - \ln P_{Xt-1}) + (\ln \varepsilon_t - \ln \varepsilon_{t-1}) \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \Delta \beta_1 \ln P_{Xt} + \Delta \ln \varepsilon_t \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \beta_1 \Delta \ln P_{Xt}^+ + \beta_2 \Delta \ln P_{Xt}^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

em que:

$\ln P_{Yt}$ é o logaritmo do preço no mercado Y , que repercute a variação de preço, no período de tempo t ;

$\ln P_{Xt}$ é o logaritmo do preço no mercado X , onde ocorre a variação inicial de preço, no período de tempo t ;

$\Delta \ln P_{Yt}$ é a diferença entre o logaritmo do preço no mercado Y no tempo t e o período anterior $t-1$;

P_{Xt}^+ e P_{Xt}^- são variáveis construídas para denotar aumentos e quedas, respectivamente, nos preços do mercado X conforme:

$$P_{Xt}^+ = P_{Xt} \text{ se } P_{Xt} > P_{Xt-1} \text{ e zero, caso contrário;}$$

$$P_{Xt}^- = P_{Xt} \text{ se } P_{Xt} < P_{Xt-1} \text{ e zero, caso contrário;}$$

em que:

β_1, β_2 são coeficientes distintos a serem estimados;

ε é o termo estocástico do erro no período de tempo t .

Ward (1982) estendeu o modelo assimétrico de Houck (equação 1) para uma representação dinâmica, a fim de incluir o efeito defasado dos aumentos e quedas nos preços, distribuídos no tempo, conforme apresentado adiante:

$$\Delta \ln P_{Yt} = \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} \Delta P_{Xt-i}^+ + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \Delta P_{Xt-i}^- + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:

β_1 e β_2 mensuram o impacto no mercado Y de aumentos e quedas nos preços no mercado X , respectivamente;

k_1 é a quantidade de defasagens para os aumentos nos preços;

k_2 é a quantidade de defasagens que mede as quedas nos preços.

Após estruturada a Equação (2), define-se o teste de assimetria de transmissão de preços:

$$H_0: \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} = \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i}$$

$$H_A: \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} \neq \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i}$$

em que as hipóteses podem ser avaliadas usando o teste- F Wald.

A hipótese nula do teste (H_0) indica que a soma dos impactos na transmissão dos aumentos nos preços do mercado X é equivalente à soma dos impactos das reduções nos preços neste mesmo mercado. Caso se rejeite a hipótese nula (H_0), há evidências de assimetria, o que significa que as respostas dos preços do mercado Y aos aumentos dos preços no mercado X não são equivalentes as respostas às reduções.

Posteriormente, Engle e Granger (1987) propuseram adaptações ao modelo de Houck (1977) para mercados cointegrados no longo prazo, ao adicionar o fator de correção de erros na análise de assimetria de transmissão.

O modelo de ATP de Engle e Granger (1987) é apresentado em duas etapas. Inicialmente são realizados os testes de cointegração entre os mercados analisados. Caso os preços de ambos os mercados analisados sejam cointegrados, assume-se que ambas as séries de preços tenham caminho temporal ligados, de forma que a relação de equilíbrio de longo prazo pode ser expressa da seguinte forma:

$$\Delta \ln P_{Yt} = \beta_1 \ln P_{Xt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Na sequência, após assegurada a normalidade dos resíduos da regressão de cointegração (3), as defasagens dos resíduos da regressão de cointegração são adicionadas ao modelo como termo de correção de erros (TCE), em que:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= TCE_t \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \sum_{i=0}^k \beta_{1i} \Delta P_{Xt-i} + \sum_{i=1}^l \beta_{2i} \Delta P_{Yt-i} + \beta_3 TCE_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Na Equação (4), é especificado o modelo de correção de erro a partir do equilíbrio de longo prazo proposto por Engle e Granger (1987). Neste novo modelo, adiciona-se na equação defasagens da variável dependente e os resíduos da regressão de cointegração, de modo que o termo β_3 mensura o ajuste dos desvios em relação ao longo-prazo, enquanto que o de curto prazo é mensurado pelos termos β_{li} de $i = 1, \dots, k$. A inclusão de defasagens da variável dependente tem como objetivo incluir no modelo o componente autoregressivo das oscilações dos preços, enquanto o TCE representa a relação de longo prazo entre as variáveis.

Em uma nova proposta, von Cramon-Taubadel (1998) desagregou o termo de correção do erro (TCE) da Equação (4) em termos positivos (TCE^+) e negativos (TCE^-) definido abaixo:

$$TCE_t^+ = TCE_t \text{ se } TCE_t > 0, \text{ e zero, caso contrário;}$$

$$TCE_t^- = TCE_t \text{ se } TCE_t < 0; \text{ e zero, caso contrário;}$$

Além do termo de correção de erros, a proposta dos autores é analisar a variável independente (ΔP_x) da Equação (4) também de forma desagregada, em termos positivos (ΔP_{xt}^+) e negativos (ΔP_{xt}^-), conforme definido abaixo:

$$\Delta P_{xt}^+ = P_{xt} \text{ se } P_{xt} > P_{xt-1} \text{ e zero, caso contrário;}$$

$$\Delta P_{xt}^- = P_{xt} \text{ se } P_{xt} < P_{xt-1} \text{ e zero, caso contrário;}$$

A versão modificada do modelo de Houck (1977) proposta por von Cramon- Taubadel e Loy (1999) é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{Yt} = & \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i}^+ \Delta P_{xt-i}^+ + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i}^- \Delta P_{xt-i}^- \\ & + \sum_{i=1}^l \beta_{3i} \Delta P_{Yt-i} + \beta_4^+ TCE_t^+ + \beta_4^- TCE_t^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Após estimada a equação (5), através do *teste-F* Wald, verifica-se a presença de assimetria de transmissão de preços, no qual a hipótese nula (H_0) do teste de simetria passa a considerar os termos de curto-prazo e longo-prazo, conforme exposto abaixo:

$$H_0: \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i}^+ = \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i}^- \quad \text{no curto - prazo}$$

$$H_A: \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i}^+ \neq \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i}^-$$

$$H_0: \beta_4^+ = \beta_4^- \quad \text{no longo- prazo}$$

$$H_A: \beta_4^+ \neq \beta_4^-$$

Tey (2009) apresenta evidências empíricas de que o modelo de correção de erros para análise de assimetria na transmissão de preços é mais robusto frente ao modelo inicialmente proposto por Houck (1977).

4.4.3 Base de dados

Para atender aos objetivos propostos neste trabalho, foram utilizados os preços de milho disponível no mercado físico nas regiões de Campinas/SP, Cascavel/PR, Ponta Grossa/PR, Chapecó/SC, Triângulo Mineiro/MG, Dourados/MS, Sorriso/MT, Rio Verde/GO e Barreiras/BA disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/ESALQ/USP (2017).

Os dados utilizados envolveram o período de 4 de agosto de 2008 a 30 de dezembro de 2016, com periodicidade semanal. Todas as séries de preços foram corrigidas pelo IGP-DI,

tendo como referência o mês de dezembro de 2016. Cabe destacar que os dados de preços foram transformados em logaritmos neperianos.

4.5 Resultados

As análises e discussões dos resultados são apresentadas em quatro subseções. A seguir é apresentada a análise preliminar da evolução das séries. Na segunda são analisadas a evolução e a dispersão das bases. Na terceira apresentam-se os testes de estacionariedade, causalidade e cointegração das séries. Na quarta, são elaborados os modelos para análise de transmissão de preços, testando-se a presença de assimetria de transmissão de preços.

O mercado brasileiro de milho apresentou nos últimos anos elevada variabilidade no comportamento dos preços do milho disponível (Figura 20). Os maiores níveis de preços são observados nas regiões consumidoras, consideradas deficitárias em termos de oferta, como Campinas, Chapecó e Ponta Grossa. Por outro lado, nas regiões superavitárias que precisam direcionar parte da produção para outras regiões, como Sorriso e Dourados, constam os menores níveis de preços.

Figura 20. Evolução dos preços reais de milho no mercado físico das regiões de Campinas/SP, Ponta Grossa/PR, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Triângulo Mineiro/MG, Rio Verde/Go, Sorriso/MT, Dourados/MS, Barreiras/BA.

Fonte: CEPEA/ESALQ-USP (2017).

Ao analisar a evolução do número índice das séries de preços apresentada na Figura 21, constata-se que não existe uma tendência clara de longo prazo no comportamento dos preços. Em determinados momento houve um aumento generalizado dos preços, como o segundo

semestre de 2010 em função do aquecimento das exportações, e do segundo semestre de 2015 ao primeiro semestre de 2016, quando problemas climáticos causaram a redução de produtividade das lavouras, em que a menor oferta sustentou aumentos nos preços domésticos nesse período. No entanto, os dois movimentos de alta de preços foram acompanhados por movimento de quedas posteriormente, de modo que no longo prazo não existe uma tendência clara de aumento nos preços.

Figura 21. Evolução do número índice preços reais de milho no mercado físico das regiões de Campinas/SP, Ponta Grossa/PR, Cascavel/PR, Chapecó/SC, Triângulo Mineiro/MG, Rio Verde/Go, Sorriso/MT, Dourados/MS, Barreiras/BA (100 = 04/08/2008).

Fonte: CEPEA/ESALQ-USP (2017).

Apesar das grandes mudanças na estrutura de oferta e demanda do mercado brasileiro de milho nos últimos anos, em termos de ganhos expressivos na produtividade das lavouras, forte expansão da produção e exportação, no geral, os preços do milho apresentaram pequena variação no longo prazo. Os preços médios reais de dezembro de 2016 em Campinas foram apenas 2,6% abaixo do preço médio de agosto de 2008, enquanto em Chapecó o aumento foi de apenas 1,8%, no Triângulo Mineiro 2,8%, e Ponta Grossa 4%.

As estatísticas descritivas das séries de preços utilizadas são apresentadas na Tabela 8. Ao analisar o coeficiente de variação, nota-se maior variabilidade nas regiões com excedente de oferta, como Sorriso, Dourados, Rio Verde e Barreiras, enquanto regiões deficitárias como Campinas, Chapecó e Ponta Grossa a variabilidade nos preços, calculada pelo coeficiente de variação é menor. Este resultado está de acordo com os modelos de comércio entre regiões

apresentados em Bressler e King e Barros (2015). Isso decorre de os preços na região deficitária serem compostos do preço na região de oferta mais o custo de transação (transporte), que tende a ser mais estável que os preços agrícolas.

Tabela 8. Estatística descritiva dos preços das regiões selecionadas, em R\$/saca de 60 quilos.

Variável	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão		
				2008-2016	2008-2011	2012-2016
Campinas/SP	36,830	54,817	26,263	6,083	5,292	6,575
Ponta Grossa/PR	33,171	58,104	23,959	5,842	4,235	6,558
Cascavel/PR	31,813	56,041	22,374	6,089	4,720	6,817
Chapecó/SC	36,538	57,857	27,688	5,677	4,258	6,366
Triângulo Mineiro/MG	32,378	49,384	22,830	6,060	5,254	6,470
Rio Verde/GO	29,325	50,824	19,802	6,144	4,661	6,885
Sorriso/MT	20,264	37,898	10,772	5,714	4,917	6,126
Dourados/MS	27,735	49,045	18,795	5,782	4,644	6,439
Barreiras/BA	31,999	51,638	21,234	7,297	6,211	7,728

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 8, são apresentados os coeficientes de variação das regiões em três diferentes períodos de tempo: i) o período total dos dados analisados neste trabalho (agosto/2008 a dezembro/2016), ii) período em que a produção da segunda safra ainda não tinha superado a produção primeira safra e o Brasil ainda não tinha se consolidado como um grande exportador do cereal (agosto/2008 a dezembro 2011), iii) período recente (janeiro/2012 a dezembro/2016). A partir do coeficiente de variação, nota-se que a variabilidade dos preços aumentou expressivamente nos últimos anos em todas as regiões analisadas, o que explicaria por ter a oferta crescido, porém com maior volatilidade devido a questões climáticas fitossanitárias.

4.5.1 Evolução e dispersão das bases

O melhor entendimento do comportamento da base, definido neste trabalho como as diferenças de preços entre regiões selecionadas e a região de Campinas, é de grande importância para os agentes que utilizam as cotações em Campinas como referência para definir os preços em diferentes regiões de produção e/ou consumo.

A concentração de indústrias processadoras de milho na região de Campinas torna a região deficitária de oferta do cereal, de modo que na maior parte do tempo os preços na região são maiores que as outras regiões analisadas neste trabalho. Por isso, as bases calculadas neste trabalho são negativas na maior parte do tempo.

A evolução das diferenças entre os preços das regiões selecionadas em relação à Campinas, é apresentada na Figura 22. Nota-se que os preços em Campinas são maiores que os preços das outras regiões consideradas na maior parte do tempo, com exceção de Chapecó onde os preços frequentemente superam os preços em Campinas.

Figura 22. Diferenças de preços entre regiões selecionadas e a região de Campinas/SP.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 9 constam as estatísticas descritivas das bases. Nota-se que as maiores médias são relativas a Chapecó, enquanto as menores médias são relativas Sorriso. As menores médias são relativas as macrorregiões do Centro-Oeste, amplamente superavitária em termo de oferta de milho.

Tabela 9. Estatística descritiva das diferenças de preços entre regiões selecionadas em relação a Campinas/SP, em R\$/saca de 60 quilos

Variável	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão		
				2008-2016	2008-2011	2012-2016
Ponta Grossa/PR	-3,659	3,287	-10,003	1,896	1,480	1,671
Cascavel/PR	-5,017	2,455	-9,919	1,791	1,643	1,741
Chapecó/SC	-0,292	4,977	-6,737	1,978	1,764	1,858
Triângulo Mineiro/MG	-4,452	1,126	-9,332	1,860	1,588	1,804
Rio Verde/GO	-7,495	-1,555	-11,516	1,916	1,225	2,039
Sorriso/MT	-16,566	-7,803	-24,739	2,564	1,680	2,908
Dourados/MS	-9,095	-3,537	-13,813	1,772	1,940	1,632
Barreiras/BA	-4,832	6,179	-12,295	3,592	2,555	3,774

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação à dispersão, calculado pelo desvio-padrão, a base de Barreiras apresentou maior variabilidade (dispersão), seguido por Sorriso, Chapecó e Rio Verde. Nota-se que a variabilidade de todas as regiões aumentou no período recente, quando comparada a dispersão entre os períodos de 2008-2011 e 2012-2016.

Contudo, há indícios de maior variação nas regiões das bases relativas as regiões superavitárias, em termos de oferta, comparado a regiões deficitárias. No entanto, pouco pode-se concluir em relação à velocidade e assimetrias de transmissão de preços entre as regiões a partir da inspeção preliminar da evolução das bases (visual) e respectivas estatísticas descritivas. Busca-se através da análise econométrica compreender se aumentos e quedas nos preços em Campinas são transmitidas de forma simétrica ou não, às regiões selecionadas.

4.5.2 Estacionariedade, causalidade e cointegração das séries

A estacionariedade das séries foi investigada a partir da implementação dos procedimentos propostos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) para os testes DF-GLS, PP (Phillips-Perron, 1988) e KPSS (Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin, 1992), para verificar a existência de uma única raiz unitária.

O conjunto dos testes de raiz unitária indica que as séries logarítmicas de preços para todas as regiões analisadas são integradas de ordem 1, ou seja, são não estacionárias em nível e são estacionárias em primeira diferença. Vale ressaltar que nenhum tipo de conflito foi observado entre os resultados obtidos pelos DF-GLS, PP e KPSS, ou seja, os três testes indicam o mesmo resultado quanto a estacionariedade das séries.

Os resultados do teste de DF-GLS são apresentados na Tabela 10, enquanto os resultados do teste KPSS e PP podem ser consultados no Anexo. Considerando o nível de significância de até 5%, os resultados indicam a presença de uma raiz unitária, ou não estacionariedade, em todas as séries analisadas. Quando analisadas as séries na primeira diferença, os resultados indicam a rejeição da hipótese nula (existência de raiz unitária) em todas as séries. Os resultados do teste KPSS apresentado no Anexo C, o qual adota como hipótese nula a ausência de tendência estocástica, confirmou as conclusões quanto à não rejeição de uma raiz unitária das séries em nível, e estacionariedade das séries na primeira diferença.

Tabela 10. Resultado dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller *generalized least squares* (DF-GLS) para as séries de preços nas regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Em nível			Na primeira diferença		
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Campinas/SP	3;2	-0,211	-2,216	-2,459	-10,509	-4,863	-7,641
Ponta Grossa/PR	2;1	-0,076	-2,583	-2,630	-9,967	-5,636	-8,069
Cascavel/PR	3;2	-0,129	-2,578	-2,615	-9,961	-5,933	-8,316
Chapecó/SC	2;1	-0,080	-2,264	-2,392	-10,177	-4,180	-6,880
Triângulo Mineiro/MG	2;2	-0,167	-2,236	-2,435	-9,568	-4,421	-6,938
Rio Verde/GO	2;3	-0,073	-2,668	-2,699	-8,415	-4,740	-6,917
Sorriso/MT	3;2	-0,101	-2,458	-2,490	-8,848	-5,380	-7,589
Dourados/MS	2;2	-0,171	-2,705	-2,742	-9,932	-4,360	-6,979
Barreiras/BA	3;2	0,034	-1,934	-2,044	-8,256	-4,665	-6,853

Notas: ¹Na ausência de termos deterministas, o teste DG-GLS é equivalente ao proposto por Dickey Fuller (1981).

²Para o modelo com constante, os valores críticos foram obtidos em Mackinnom (1996), para o modelo com constante e tendência em Elliott, Rothenberg e Stock (1996).

Modelo 1: na versão sem constante, valores críticos a 1% = -2,580 e 5% = -1,950.

Modelo 2: na versão com constante e sem tendência, valores críticos a 1% = -2,580 e 5% = -1,985.

Modelo 3: na versão com constante e com tendência, valores críticos a 1% = -3,480 e 5% = -2,878.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Após constatada a estacionariedade da primeira diferença de todas as séries, foi avaliada a existência de cointegração de todas as séries em relação aos preços de Campinas, utilizando o procedimento proposto por Johansen (1988). Os resultados do teste do traço e do teste de autovalor são apresentados na Tabela 11.

Os resultados do teste do traço indicam que a hipótese nula, de não haver cointegração ($r = 0$), é rejeitada ao nível de significância de 1% em todas as situações analisadas, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é superior ao valor crítico de 20,4. Posteriormente, a hipótese nula de que haja ao menos um vetor de cointegração ($r \leq 1$) não pode ser rejeitada, ao nível de significância de 1% em todas as regiões, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é inferior ao valor crítico de 6,65.

Tabela 11. Resultado dos testes de cointegração de Johansen (1988), entre os preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Teste do traço			Teste de máximo autovalor		
		Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste (λ traço)	Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste (λ max)
Ponta Grossa/PR	$p = 3$	$r = 0$	$r > 0$	22,591	$r = 0$	$r = 1$	16,156
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,435	$r = 1$	$r = 2$	6,435
Cascavel/PR	$p = 5$	$r = 0$	$r > 0$	27,987	$r = 0$	$r = 1$	22,036
		$r \leq 1$	$r > 1$	5,950	$r = 1$	$r = 2$	5,950
Chapecó/SC	$p = 1$	$r = 0$	$r > 0$	33,371	$r = 0$	$r = 1$	29,679
		$r \leq 1$	$r > 1$	3,692	$r = 1$	$r = 2$	3,692
Triângulo Mineiro/MG	$p = 4$	$r = 0$	$r > 0$	21,562	$r = 0$	$r = 1$	15,085
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,478	$r = 1$	$r = 2$	6,478
Rio Verde/GO	$p = 5$	$r = 0$	$r > 0$	25,465	$r = 0$	$r = 1$	18,863
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,602	$r = 1$	$r = 2$	6,602
Sorriso/MT	$p = 2$	$r = 0$	$r > 0$	31,956	$r = 0$	$r = 1$	26,626
		$r \leq 1$	$r > 1$	5,331	$r = 1$	$r = 2$	5,331
Dourados/MS	$p = 1$	$r = 0$	$r > 0$	40,390	$r = 0$	$r = 1$	36,309
		$r \leq 1$	$r > 1$	4,081	$r = 1$	$r = 2$	4,081
Barreiras/BA	$p = 1$	$r = 0$	$r > 0$	38,316	$r = 0$	$r = 1$	34,227
		$r \leq 1$	$r > 1$	4,089	$r = 1$	$r = 2$	4,089

Notas: ¹ r é o *rank* de cointegração. ²Os valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Teste do traço: valores críticos $r = 0$ (1% = 20,04 e 5% = 15,41) e $r \leq 1$ (1% = 6,65 e 5% = 3,76).

Teste de máximo autovalor: valores críticos $r = 0$ (1% = 15,63 e 5% = 14,07) e $r = 1$ (1% = 6,65 e 5% = 3,76).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados do teste de autovalor, assim como o texto do traço, indicam a existência de um único vetor de cointegração entre os preços em Campinas/SP e todas as regiões analisadas (duas a duas). Ao nível de significância de 1%, a hipótese nula, de não haver cointegração ($r = 0$) é rejeitada em todas as situações analisadas, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é superior ao valor crítico de 15,63.

Ao dar continuidade ao teste, a hipótese nula de que haja um vetor de cointegração ($r = 1$) não pode ser rejeitada, em todas as regiões, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é inferior ao valor crítico de 6,65, ao nível de significância de 1%.

Após identificada a relação de cointegração das séries de preços, são analisados os testes de causalidade de Granger (1969), no qual garantir a estacionariedade das séries é condição

necessária. Por isso o teste de causalidade de Granger foi conduzido com todas as séries na primeira diferença.

O teste de causalidade de Granger (1969) tem como objetivo principal testar a hipótese nula de que as mudanças em uma variável não conseguem prever o comportamento da outra variável. Buscou-se identificar as relações de causalidade entre o comportamento dos preços nas diferentes regiões selecionadas e Campinas. O teste de causalidade de Granger permite fazer algumas inferências sobre a direção dos fluxos de informação entre duas séries de preços.

Uma vez que o teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídos na regressão, o Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério de Informação de Schwarz (SIC) são usados para definir um número adequado de defasagens. Os resultados dos testes de causalidade são apresentados na Tabela 12.

Tabela 12. Resultado dos testes de causalidade de Granger entre os preços em Campinas/SP e as séries de preços das regiões selecionadas

Variável (Y)	Defasagens	Hipótese nula do teste $H(0)$: (Y) não causa Granger Campinas/SP		Hipótese nula do teste $H(0)$: Campinas não causa Granger (Y)	
		λ^2	p -valor	λ^2	p -valor
Ponta Grossa/PR	2;2	25,0610	0,0000*	82,5660	0,0000*
Cascavel/PR	2;2	62,9720	0,0000*	8,9804	0,0000*
Chapecó/SC	2;2	34,7470	0,0000*	77,7600	0,0000*
Triângulo Mineiro/MG	2;2	18,9000	0,0000*	68,5410	0,0000*
Rio Verde/GO	2;2	15,7990	0,0000*	95,6380	0,0000*
Sorriso/MT	2;2	13,4760	0,0000*	28,1880	0,0000*
Dourados/MS	2;2	46,9250	0,0000*	59,3790	0,0000*
Barreiras/BA	2;2	0,6361	0,7280	39,4600	0,0000*

Notas: * indica nível de significância estatística a 1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados encontrados indicam causalidade bidirecional no sentido de Granger entre os preços de Campinas e todas as outras regiões analisadas ao nível de significância de 1%, com exceção de Barreiras. Identificou-se causalidade unidirecional no sentido de Granger em relação Campinas-Barreiras, com Campinas causando os preços na região baiana. Os resultados sugerem, portanto, que as oscilações de preço podem originar-se tanto na região de consumo como nas de oferta com transmissão entre elas.

4.5.3 Análise da assimetria de transmissão de preços

4.5.3.1 Modelo sem correção de erros

Após identificada a relação de cointegração de longo prazo e causalidade de Granger entre as séries de preços, aplica-se a abordagem proposta por Houck (1977) e adaptações sugeridas por Ward (1982), para testar a existência de assimetria de transmissão de preços entre a região de Campinas e as regiões selecionadas, seguindo o modelo proposto na equação (2).

Com relação ao número de observações, as séries de tempo analisadas contem 438 observações, sendo que das variações nos preços em Campinas, 53% são positivas ($\Delta CAMP^+$) e 47% das variações são negativas ($\Delta CAMP^-$).

Foram simuladas equações, com o número de defasagens das variáveis com aumento (k_1) nos preços e queda (k_2), variando de 0 a 10. A defasagem de cada variável das regressões foi definida pelo menor valor do Critério de Informação Bayesiano (BIC). Foi constatado que apenas uma defasagem em ambas as variáveis ($k_1 = k_2 = 1$) é o modelo que minimiza o critério de informação BIC nas equações referente as oito regiões analisadas.

O modelo com $k_1 = k_2 = 1$ indica que todas as regiões analisadas respondem a variações nos preços em Campinas, com até um período de defasagem. Os resultados e coeficientes estimados pela abordagem de Houck, seguindo a estrutura da equação (2) são apresentados na Tabela 13. Os coeficientes apresentaram sinais esperados e altamente significativos, com exceção da primeira defasagem de aumentos nos preços em Campinas ($\Delta CAMP_{t-1}^+$), estatisticamente não significativa na regressão relativo a Cascavel/PR.

Tabela 13. Resultado dos testes de assimetria de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de Houck (1977).

Variável	Variável dependente (ΔY)							
	ΔPG	$\Delta CASC$	$\Delta CHAP$	ΔTM	ΔRV	$\Delta SORR$	ΔDOU	$\Delta BARR$
$\Delta CAMP_t^+$	0,4053*	0,7853*	0,4236*	0,6297*	0,4762*	0,7696*	0,7102*	0,2315*
$\Delta CAMP_{t-1}^+$	0,3085*	0,0843*	0,2635*	0,3844*	0,4139*	0,2797*	0,3359*	0,3382*
$\Delta CAMP_t^-$	0,5796*	0,7463*	0,3318*	0,2802*	0,3620*	0,3577*	0,6616*	0,1433*
$\Delta CAMP_{t-1}^-$	0,2648*	-0,0370	0,2060*	0,2732*	0,3618*	0,2878*	0,1575*	0,1802**
R ²	0,6258	0,5316	0,5020	0,5851	0,5282	0,2939	0,5405	0,1797
DW	1,7360	1,5158	1,7478	1,4917	1,5575	1,5262	1,7717	1,2927
B-G (<i>p-valor</i>)	0,0048	0,0000	0,0067	0,0000	0,0000	0,0000	0,0184	0,0000
J-B (<i>p-valor</i>)	0,2024	0,2024	0,2024	0,5646	0,5646	0,5646	0,5646	0,5646
B-P (<i>p-valor</i>)	0,5847	0,0408	0,8302	0,0016	0,2290	0,0004	0,9383	0,0001
ARCH (<i>p-valor</i>)	0,0128	0,0018	0,3306	0,0000	0,1025	0,0140	0,1912	0,0000
BIC	-2.460	-2.182	-2.432	-2.337	-2.245	-1.734	-2.113	-2.019
Resultados do teste de assimetria ²								
Curto prazo								
$F(1,0430)$	4,4900	0,1200	1,1700	13,6200	1,1800	4,7600	0,1600	0,4200
<i>p-valor</i>	0,3047	0,7307	0,2808	0,0003	0,2785	0,0297	0,6915	0,5183
Longo prazo								
$F(1,0430)$	1,9700	1,5700	2,4100	18,5000	1,9500	3,5800	2,6900	2,5500
<i>p-valor</i>	0,1610	0,2107	0,1212	0,0009	0,1630	0,0592	0,1016	0,1112

Notas: ¹ Indica o nível de significância: (*) significativo a 1% , (**) significativo a 5% e (***) significativo a 10%

² Teste de Assimetria Houck (1977)

	Curto Prazo	Longo Prazo
$H_0 = \text{Simetria}$	$\beta_{1i} = \beta_{2i}$	$\sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i} = \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}$
$H_A = \text{Assimetria}$	$\beta_{1i} \neq \beta_{2i}$	$\sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i} \neq \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}$

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota-se, a partir do R² das equações estimadas, que um percentual elevado das variações nos preços em todas as regiões selecionadas é explicado pelos choques nos preços em Campinas, corroborando a influência desta região no processo de formação de preços no mercado brasileiro de milho.

Os resultados demonstram que 64% das variações nos preços em Ponta Grossa são explicadas por variações em Campinas, 63% no Triângulo Mineiro e 57% em Cascavel, identificados via R². Os menores valores foram identificados nos modelos em relação a Barreiras 31%, região com grande importância para o abastecimento da macrorregião do Nordeste, o que pode contribuir para a pouca influência de Campinas; e Sorriso com 34%, região em que direciona grande parte da produção para o mercado externo.

Com relação à intensidade dos ajustes nos preços, nota-se que em todas as regiões as variações nos preços em Campinas são transmitidas apenas parcialmente no primeiro momento

($\Delta CAMP_t^+ < 1$ e $\Delta CAMP_t^- < 1$); por exemplo, apenas 40% do aumento nos preços na região de Campinas, e 57% das quedas, são transmitidos à região de Cascavel no período corrente.

Além disso, a maior parte dos ajustes nos preços ocorrem imediatamente aos choques nos preços na região paulista ($\Delta CAMP_t^+ > \Delta CAMP_{t-1}^+$ e $\Delta CAMP_t^- > \Delta CAMP_{t-1}^-$), por exemplo, 40% do aumento nos preços na região de Campinas são transmitidos à região de Cascavel no período corrente, e 30% é transmitido com um período de defasagem. A maior parte do ajuste nos preços ocorre no primeiro momento após o choque nos preços em Campinas em todas as regiões analisadas.

Para testar a presença de assimetria de transmissão de preços, aplica-se o teste de Ward (1982). Verifica-se que a hipótese nula do teste, de que as regiões analisadas respondem na mesma intensidade a aumentos e quedas nos preços em Campinas, não pode ser rejeitada em todos os modelos analisados, no curto e longo prazos, com nível de significância de 5%. A exceção é a região do Triângulo Mineiro, em que os testes indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste (de transmissão simétrica), ao nível de significância de 1%, no curto e longo prazos.

Os resultados dos testes para identificar a presença de autocorreção das variáveis (Breusch-Godfrey, Durbin-Watson), da normalidade dos resíduos (Jarque-Bera) e a heterocedasticidade dos resíduos (Breusch-Pagan, ARCH), são apresentados na Tabela 13. Os resultados indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste, de que existe autocorrelação entre as variáveis, nas equações referente às regiões de Cascavel, Rio Verde e Sorriso. Com relação à normalidade dos resíduos, a hipótese nula do teste, de que os resíduos são normalmente distribuídos, deve ser rejeitada apenas nas equações referentes às regiões de Ponta Grossa, Triângulo Mineiro e Rio Verde. Por fim, os testes indicam ausência de heterocedasticidade apenas nos modelos referente à Chapecó e Dourados⁸.

4.5.3.2 Modelo com correção de erros

O modelo de transmissão de preços com correção de erros proposto por Engle e Granger (1987), e o teste de assimetria de transmissão com correção de erros proposto von Cramon-Taubaded e Loy (1999) só são possíveis de serem aplicados após identificada a relação de longo prazo entre as séries, constatada na seção anterior, via teste de cointegração de Johansen (1988).

⁸ Na presença de autocorrelação e heterocedasticidade, os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários ainda são não tendenciosos, consistentes e com distribuição normalmente assintótica (GUJARATI, 2004).

Inicialmente são apresentados os coeficientes estimados no modelo de transmissão com correção de erros proposto por Engle e Granger (1987), na Tabela 14, seguindo a estrutura da equação 4. Foram simuladas regressões, com o número de defasagens da variável explicativa (k) variando de 0 a 10, e para a variável dependente (l) de 1 a 10.

O modelo foi definido pelo número de defasagens que minimiza o Critério de Informação Bayesiano (BIC), e os resultados indicam $k = l = 1$ nas oito regressões, referentes as regiões analisadas. Além dos preços na região de Campinas e dos preços das diferentes regiões analisadas, incorpora-se ao modelo o resíduo da equação de longo prazo estimado pela equação (3), defasado em um período, (TCE_t).

Os resultados indicam que todas as regiões analisadas respondem aos choques nos preços em Campinas, e que esta variação, por sua vez, influencia todas as regiões com até um período de defasagem. E todas as regiões analisadas também sofrem influência dos preços da própria região com um período de defasagem ΔY_{t-1} .

Tabela 14. Resultado do modelo de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de Engle e Granger (1987)

Variável	Variável dependente (ΔY)							
	ΔPG	$\Delta CASC$	$\Delta CHAP$	ΔTM	ΔRV	$\Delta SORR$	ΔDOU	$\Delta BARR$
$\Delta CAMP_t$	0,4402*	0,6261*	0,3495*	0,4338*	0,3952*	0,5199*	0,6069*	0,1801*
$\Delta CAMP_{t-1}$	-0,4432*	-0,6323*	-0,3491*	-0,4372*	-0,3917*	-0,5187*	-0,6054*	-0,1749*
ΔY_{t-1}	0,4890*	0,1571*	0,4990*	0,5428*	0,6377*	0,4399*	0,3799*	0,8313*
TCE	-0,3107*	0,1068	-0,3511*	-0,2440*	-0,3661*	-0,1815**	-0,2471*	-0,4571*
R ²	0,6178	0,5321	0,5023	0,6097	0,5686	0,3299	0,5230	0,3000
DW	2,0633	1,9166	2,0221	2,0026	2,1415	2,0773	2,0209	2,1402
J-B (<i>p-valor</i>)	0,2678	0,0000	0,0038	0,1737	0,3264	0,0001	0,0000	0,0000
B-P (<i>p-valor</i>)	0,7260	0,3146	0,7242	0,0230	0,0195	0,0034	0,6039	0,0639
ARCH (<i>p-valor</i>)	0,0014	0,0003	0,6524	0,0423	0,6580	0,0268	0,2354	0,0023
BIC	-2.469	-2.180	-2.429	-2.362	-2.282	-1.756	-2.096	-2.092
AIC	-2.449	-2.200	-2.450	-2.382	-2.302	-1.778	-2.117	-2.112

Nota: * indica nível de significância estatística a 1%, (**) significativo a 5%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os coeficientes apresentaram sinais esperados e altamente significativos. Todos os coeficientes da primeira defasagem do termo de correção de erros (TCE) são negativos e estatisticamente significativos, a única exceção é a regressão relativo a Cascavel/PR. Espera-se que o termo de correção de erros seja negativo, pois na relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, quando os preços estiverem acima (abaixo) do nível de equilíbrio, é esperado ajuste negativo (positivo).

Apesar de todos os coeficientes dos termos de correção de erro estimados apresentarem o mesmo sinal (negativo), a magnitude dos coeficientes é diferente, demonstrado que as regiões

respondem de forma diferente aos desvios no equilíbrio de longo prazo dos preços. Os resultados indicam que após um desvio no equilíbrio de longo prazo dos preços em Ponta Grossa no período corrente, os preços na região são ajustados em 31% deste desvio no período seguinte, para as outras regiões a magnitude deste ajuste varia de 18% (Sorriso) a 45% (Barreiras).

Os resultados dos testes de assimetria de transmissão de preços com correção de erros proposto por von Cramon-Taubaded e Loy (1999) são apresentados na Tabela 15, seguindo a estrutura da equação 5.

Para definir o número ótimo de defasagens das variáveis, foram simuladas regressões, com o número de defasagens das variáveis aumento nos preços (k_1), e queda (k_2) em Campinas variando de 0 a 10, e com as defasagens dos preços das diferentes regiões (l) variando de 1 a 10, e o resíduo da equação de longo prazo, desagregado em variações positivas e negativas, conforme sugerido na equação (5). O número de defasagens foi definido pelo menor valor do Critério de Informação Bayesiano (BIC), assim como nas duas outras abordagens discutidas anteriormente.

Os resultados indicam que as regiões analisadas respondem de forma diferente às variações nos preços (média semanal) em Campinas, e que esta variação, por sua vez, influenciam todas as outras regiões, do período corrente até dois períodos de defasagem.

Os resultados indicam que o ajuste decorrente de desvios no equilíbrio de longo prazo dos preços ocorre somente no curto prazo (com exceção da região de Barreiras), devido ao fato dos coeficientes dos termos de correção dos erros (TCE^+ ; TCE^-) não são significantes a maior parte das regiões, enquanto parte dos coeficientes que estimam o ajuste no curto prazo ($\Delta CAMP_t^+$; $\Delta CAMP_t^-$) são significativos.

Tabela 15. Resultado dos testes de assimetria de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de von Cramon-Taubadel e Loy (1999)

Variável	Variável dependente (ΔY)							
	ΔPG	$\Delta CASC$	$\Delta CHAP$	ΔTM	ΔRV	$\Delta SORR$	ΔDOU	$\Delta BARR$
Constante	0,0018*	-0,0005	-0,0014	-0,0017	-0,0008	-0,0010	-0,0021	-0,0042**
$\Delta CAMP_t^+$	0,4013	0,7305*	0,4183*	0,6158*	0,4528*	0,7216*	0,7148*	0,2266*
$\Delta CAMP_{t-1}^+$	0,2223	-0,1463	0,1578	0,1671	0,0113	-0,0848	0,1217	-0,3121
$\Delta CAMP_{t-2}^+$	-	-	-	-0,0088	-	-	0,0535	-
$\Delta CAMP_t^-$	0,5525*	0,5853*	0,2994*	0,2860*	0,3541*	0,2970**	0,6152*	0,1800
$\Delta CAMP_{t-1}^-$	0,1371	-0,2073	0,1308	0,0561	0,0114	0,0181	0,0065	-0,3560
$\Delta CAMP_{t-2}^-$	-	-	-	0,1772*	-	-	-	-
ΔY_{t-1}	0,1731	0,4156***	0,1999	0,2819	0,6063**	0,4830	0,2218	1,7053*
ΔY_{t-2}	-	-0,0953**	-	-	-	-	-	-
TCE_t^+	-0,0920	-0,2041	-0,0474	-0,1599	-0,3370	-0,2907	-0,1177	-1,1531**
TCE_t^-	0,0786	-0,0233	-0,0559	0,0926	-0,3258	-0,1523	-0,0792	-1,5323*
R2	0,6328	0,5625	0,5065	0,6369	0,5672	0,3334	0,5446	0,3204
DW	2,0562	1,9692	2,0203	1,9710	2,1472	2,0873	2,0090	2,1062
J-B (<i>p-valor</i>)	0,2508	0,0000	0,0027	0,6735	0,3054	0,0001	0,0000	0,0000
B-P (<i>p-valor</i>)	0,8341	0,4101	0,6171	0,0034	0,0153	0,0015	0,5616	0,0003
ARCH (<i>p-valor</i>)	0,0265	0,0057	0,6789	0,3216	0,3167	0,0455	0,1375	0,0078
White (<i>p-valor</i>)	0,0000	0,0000	0,4022	0,0017	0,0000	0,0964	0,0004	0,0700
BIC	-2,451	-2,184	-2,418	-2,358	-2,265	-1,743	-2,096	-2,090
AIC	-2,484	-2,220	-2,451	-2,399	-2,298	-1,776	-2,133	-2,123
Resultados do teste de assimetria ¹								
Curto prazo								
$F(1,428)$	0,4800	2,6300	2,3000	17,0500	0,7400	2,3400	2,3300	0,4100
<i>p-valor</i>	0,4867	0,1055	0,1305	0,0000	0,3894	0,1266	0,1280	0,5203
Longo prazo								
$F(1,428)$	1,5500	1,6300	0,0000	3,4700	0,0100	0,9900	0,0800	9,0600
<i>p-valor</i>	0,2136	0,2022	0,9520	0,0632	0,9356	0,3194	0,7839	0,0028

Notas: ¹ Indica o nível de significância: (*) significativo a 1% , (**) significativo a 5% e (***) significativo a 10%

² Teste de Assimetria von Cramon-Taubadel e Loy (1999), equação (5)

$$\begin{array}{ll}
 \text{Curto Prazo} & \text{Longo Prazo} \\
 H_0 = \text{Simetria} & \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ = \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^- \quad \beta_4^+ = \beta_4^- \\
 H_A = \text{Assimetria} & \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ \neq \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^- \quad \beta_4^+ \neq \beta_4^-
 \end{array}$$

Fonte: Resultados da pesquisa

Com relação ao teste de ausência de assimetria de transmissão no curto prazo, os resultados indicam que a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de significância estatística de 5%, em todas as regiões analisadas, com exceção da região do Triângulo Mineiro. Os testes de assimetria indicam que em até duas semanas, ocorre ajuste na mesma proporção a aumentos e quedas nos preços em Campinas nos preços de todas as regiões, exceto para a região mineira.

Para o longo prazo, a hipótese nula do teste de assimetria de transmissão, de que as regiões respondem a aumentos nos preços em Campinas de forma simétrica as quedas, são

rejeitadas apenas no modelo referente a região de Barreiras, ao nível de significância estatística de 5%.

Com exceção da região de Barreiras, os resultados de simetria de transmissão de longo prazo indicam que as regiões analisadas respondem na mesma intensidade à aumentos e quedas nos preços na região de Campinas.

Por fim, a Tabela 15 apresenta os resultados dos testes de presença de autocorreção das variáveis (Breusch-Godfrey, Durbin-Watson), da normalidade dos resíduos (Jarque-Bera) e a heterocedasticidade dos resíduos (Breusch-Pagan, ARCH).

Os testes indicam que a hipótese de normalidade dos resíduos não deve ser rejeitada apenas nos modelos referente as regiões de Ponta Grossa, Triângulo Mineiro e Rio Verde; e que a hipótese de presença de ausência de heterocedasticidade não deve ser rejeitada apenas nos modelos referente Chapecó e Dourados. Foram identificados problemas de autocorrelação das variáveis nos modelos referente as regiões de Rio Verde, Sorriso e Barreiras.

4.6 Conclusão

O estudo apresentado neste artigo analisou o comportamento dos preços e as relações entre diferentes regiões no mercado brasileiro de milho, para o período de agosto de 2008 a dezembro de 2016. Buscou-se identificar as relações de causalidade, integração e presença de assimetria na transmissão de preços de oito regiões selecionadas com relação à Campinas, através do modelo de Houck (1977) e adaptações necessárias para a correção de erros nas análises de longo prazo.

Os resultados encontrados indicam que todas as séries de preços analisadas são integradas de primeira ordem, ou estacionárias na primeira diferença. Os resultados do teste de Johansen (1988) indicam que as séries de preços de todas as regiões analisadas são cointegradas com a série de preços da região de Campinas. Para os resultados do teste de causalidade de Granger (1964), foi constatado que os preços de todas as regiões apresentam relação bicausal com os preços na região de Campinas, com exceção da região de Barreiras, na qual foi identificada relação unidirecional, com os preços de Campinas causando no sentido de Granger os preços na região baiana.

Com relação aos testes de assimetria de transmissão de preços, os resultados do teste proposto por Houck indicam que a hipótese nula do teste não pode ser rejeitada em todos os modelos analisados, no curto e longo prazos. A exceção da região do Triângulo Mineiro, em

que os testes indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste, ao nível de significância de 1%.

Ao considerar as adaptações necessárias para a correção de erros nas análises de longo prazo, os resultados do teste de assimetria seguindo o modelo proposto por von Cramon-Taubaded e Loy (1999) indicam que a hipótese nula, de presença de assimetria de transmissão, não pode ser rejeitada para os modelos referente a todas as regiões, exceto para os preços no Triângulo Mineiro. Para o longo prazo, a hipótese nula do teste, de transmissão simétrica, deve ser rejeitada apenas no modelo referente a região de Barreiras.

Para os dois modelos analisados (sem correção e com correção de erros), o único conflito nos resultados dos testes de presença de assimetria ocorre com relação ao longo prazo, para as regiões do Triângulo Mineiro e Barreiras. Enquanto que para todas as outras regiões, os modelos indicam que aumentos e quedas nos preços em Campinas são transmitidos na mesma proporção para todas as regiões analisadas, no curto e longo prazos.

Com relação às causas da presença de assimetria, diferentes aspectos são destacados na literatura econômica como justificativa deste processo como o poder de mercado, a assimetria de informação e os custos de menu destacados Meyer e von Cramon-Taubabel, (2004). Outros aspectos relacionados as causas de assimetria de transmissão são ressaltados por Aguiar (2011), como as características dos produtos, concentração de mercado, transitoriedade das variações de preços, intervenção governamental e grau de organização dos consumidores, enquanto Kinnucan e Forker (1987) chamam a atenção para a definição de preços mínimos por parte do governo. Por outro lado, Lima e Resende (2008) e Ray *et al.* (2006) apontam como possíveis causas de assimetrias de transmissão, os custos de transportes e manutenção de estoques.

Mais especificamente para o mercado brasileiro de milho, diferentes aspectos podem estar relacionados aos resultados encontrados neste estudo. A presença de transmissão assimétrica em relação ao Triângulo Mineiro pode estar relacionada ao calendário agrícola da região. Minas Gerais está entre os três estados com maior produção de milho primeira safra, e concentra cerca de 90% da produção na primeira safra; no entanto, a região do Triângulo Mineiro possui calendário agrícola diferente da região Sul (principal região produtora de milho primeira safra) devido as diferenças nas condições edafoclimáticas.

Além das diferenças no período de colheita, a concentração de grandes indústrias processadoras na região do Triângulo Mineiro e menor concorrência em termos de consumo pode contribuir para a presença de assimetria de transmissão em relação as variações no preço de Campinas. A concentração de mercado é apontada na literatura como uma das possíveis causas de presença de assimetria (AGUIAR, 2011); porém para identificar as reais causas da

presença de assimetria de transmissão são necessários novos estudos que fogem do escopo deste trabalho.

A cointegração e a transmissão simétrica de preços de Campinas em relação à maior parte das regiões analisadas, pode estar relacionada ao fato do estado de São Paulo consumir uma quantidade muito maior de milho do que produz⁹, exigindo a importação de uma quantidade grande de cereal de outros estados. Além disso, os preços da região de Campinas são utilizados como referência para as posições em aberto do contrato de liquidação financeira negociados na Bolsa, o que pode contribuir para os resultados encontrados neste estudo.

Dessa forma, os resultados trazem implicações tanto para o direcionamento de futuras pesquisas quanto para os agentes que atuam neste mercado e necessitam estabelecer estratégias para a gestão do risco de variações indesejadas nos preços.

Ao identificar que aumentos e quedas nos preços em Campinas são transmitidos proporcionalmente a diferentes regiões, além do melhor entendimento das relações de preços deste mercado, os resultados indicam que os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base de milho apresentam forte relação com os preços no mercado paulista. Nesta perspectiva, os resultados apontam que a ferramenta disponibilizada pela Bolsa (o contrato futuro de base) pode ser um importante mecanismo de gestão de risco de base e aumento da eficiência do hedge (seguro de preço) de milho no Brasil, facilitando a fixação do preço regional por compradores ou vendedores, diante da maior visibilidade de preço.

Por fim, vale considerar que este estudo é mais um passo na tentativa de obter mais detalhes quanto à dinâmica de formação de preços do milho no Brasil. Para estudos futuros, é importante mensurar o risco de base no mercado brasileiro de milho

Referências

AGUIAR, D. R. D. Assimetria na transmissão de preços agrícolas: conceito, resultados e perspectivas. In: **49º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**, Belo Horizonte-MG. *Anais...* Brasília: SOBER, 2011.

AGUIAR, D. R. D. e FIGUEIREDO, A.M. Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol. 49, n. 4, pp. 967-990, 2011.

⁹ Entre os anos de 2014 a 2016, em média, a produção de milho do estado respondeu por 52% do consumo, ou seja, consumidores do estado buscaram em outros estados 48% do milho consumido neste período, segundo estimativas do Instituto de Economia Agrícola (2017).

AGUIAR, D. R. D. e SANTANA, J. A. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil **Agribusiness**, Estados Unidos, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.

BARROS, G.S.A.C. Economia da comercialização agrícola. Piracicaba. ESALQ/LES/CEPEA. 2017.

BARROS, G.S.A.C.; BURNQUIST, H.L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., São Paulo, 1987. *Anais...* São Paulo, s. ed., 1987. p.175-190.

BRESSLER K.; BARROS, G.S.A.C. Economia da comercialização agrícola. A dimensão espacial dos preços. Piracicaba. ESALQ/LES/CEPEA. 2015

BOLSA DE VALORE BRASIL, BOLSA BALCÃO - B3. **Commodities**. Futuro de Base de Preço de Milho. Disponível em:< <http://www.bmfbovespa.com.br> >. Acesso em 10 jan. 2018.

CAPPS-JR., O. e SHERWELL, P. Alternative Approaches in Detecting Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission of Fluid Milk. **Agribusiness**, v. 23, n. 3, p. 317-331, 2007.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Milho**. Disponível em:<<http://http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em 10 jan. 2017.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Quadro de Suprimentos**. Disponível em:< <http://www.conab.gov.br> >. Acesso em 12 jun. 2017.

CUNHA, C.A.; WANDER, A.E. Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in São Paulo, Brazil. **Journal on Chain and Network Science**, Wageningen, v. 14, n. 1, p. 31-41, 2014.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Hoboken, v. 64, n. 4, p. 813-836, July 1996.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3rd ed. Danvers: Wiley, 2010. 544 p.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 52, n. 2, p. 251-276, 1987.

FREY, G. e MANERA, M. Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424 – 438, 1969.

GRIFFITH, G. R. e PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, p. 307-316, 1994.

GUJARATI. **Basic Econometrics**, Fourth Edition. The McGraw-Hill Companies, 2004.

HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 59, n. 3, p. 570-572, 1977.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Estimativa de Oferta e Demanda de Milho no Estado de São Paulo**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br>> . Acesso em: 16 de maio. 2017.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Cambridge, v. 12, p. 231-254, 1988.

KINNUCAN, H.W. e FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American Journal of Agricultural Economics**, n. 69, p. 285-292, 1987.

KWIATKOWSKI, D. PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 54, p. 159-178, 1992.

LIMA, M. A. M. e RESENDE, M. Transmissão Assimétrica de Preço do Atacado para o Varejo: um estudo empírico. **Texto para Discussão 001/2008**. Universidade Federal do Rio de Janeiro – IE/UFRJ, 2008.

MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegrations tests. **Journal of Applied Econometrics**, Davers, v. 11 April, p 601 – 618, 1996.

MARGARIDO, M. A. e TUROLLA F. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de trigo. In: 2a **Conferência em gestão de risco e comercialização de commodities**, 2012, São Paulo. Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities. São Paulo: BM&FBOVESPA, 2012.

MEYER, J. e VON. CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

OSTERWALD-LENUN, M. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank test Statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Malden, v. 54, p. 461 – 472, 1992.

PHILLIPS, P; PERRON, P. Testing for Unit Root in Time Series regression. **Biometrika**. v. 78, p.335-4, June 1988.

RAY, S., CHEN, H., BERGEN, M. E. e LEVY, D. Asymmetric wholesale pricing: theory and evidence. **Marketing Science**, v. 25, n. 2, p. 131-154, 2006.

SANTOS, J.Z.; AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Assimetria de transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejistas de etanol no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, n. 02, 195-210. 2015.

TEY, Y.S. Symmetry in farm-retail price transmission: pork in Malaysia. **MPRA Munich: MPRA Paper**, 2009. (Paper, 16693). Disponível em: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/16693/2/MPRA_paper_16693.pdf>. Acesso em: 20 maio 2017.

VON CRAMON-TAUBADEL, S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: an application to the German pork market. **European Review of Agricultural Economics**, Den Haag, v. 25, p. 1-18, 1998.

VON CRAMON-TAUBADEL, S.; LOY, J-P. The identification of asymmetric price transmission process with integrated time series. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, Stuttgart, v. 218, n.2, p. 85-106, 1999.

WARD, R.W. Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 64, n.2, p. 205–212, 1982.

WELDESENBELT, T. Asymmetric price transmission in the Slovak Liquid milk market. **Agricultural Economics**. Praga, v. 59, n. 11, p. 512-524,213.

WOLFRAM, R. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches – some critical notes. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 53, n.2, p. 356-59, 1971.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O mercado de milho no Brasil passou por mudanças estruturais importantes na nas duas primeiras décadas do século XXI, tanto nos sistemas de produção com a introdução da segunda safra como maior integração ao mercado externo, na condição de exportador. Os impactos dessas mudanças sobre o fluxo mensal de oferta e a atividade de armazenamento ainda não foram discutidos na literatura.

O objetivo geral do trabalho é, por meio de modelos econômicos e estatísticos, identificar e analisar as principais alterações no fluxo mensal de oferta do cereal no Brasil, assim como a tomada de decisão de armazenagem do cereal. Por fim, é examinado a correlação, e a presença de assimetria de transmissão, entre os preços em Campinas/SP e diferentes regiões no mercado interno.

O fluxo mensal de oferta (disponibilidade) de milho no Brasil, em termos de ritmo de colheita (primeira e segunda safras) e demanda (consumo interno e exportação), para o período de fevereiro de 2001 a janeiro de 2018 é estrutura e discutino no segundo capítulo. Os resultados apontam que a expansão do cultivo do milho segunda safra, deslocou a maior disponibilidade interna do primeiro para o segundo semestre de cada ano. Na safra 2000/01, cerca de apenas 15% da produção nacional foi produzida na segunda safra, passando para 30%, na safra 206/07, e 70%, na safra 2016/17. Essa mudança deve ser destacada como importante alteração no período analisado. O aumento da produção total e exportação também deve ser destacado como uma das grandes alterações na dinâmica do mercado brasileiro de milho durante o período analisado.

Com a maior disponibilidade de milho na segunda safra, agentes deste mercado passaram a contar com oferta em larga escala na maior parte do ano, diferente de quando a produção era concentrada no cultivo do milho primeira safra. Claramente, a entrada de milho no mercado por um longo período de tempo permite novas estratégias de comercialização e minimização de risco em termos de abastecimento (oferta). Busca-se com os resultados do segundo capítulo contribuir para a melhor compreensão dos níveis de disponibilidade interna ao longo do ano.

A decisão de armazenamento de milho no Brasil é avaliada no terceiro capítulo, sob a perspectiva de que a estocagem é uma atividade econômica competitiva e os agentes são maximizadores de lucro com expectativa racional. A estrutura do modelo implementado busca considerar as recentes mudanças estruturais deste mercado, até então não discutida na literatura.

Os resultados sugerem a forte influência da demanda externa, via exportações, sob o equilíbrio dinâmico do mercado brasileiro. O comportamento dos preços domésticos e a formação de estoque são influenciados pela exportação. Com a expansão da produção nacional, principalmente da segunda safra, os níveis de estoques e de exportação de equilíbrio se mostram crescentes, sustentados pelo maior excedente do cereal e pressão sobre os preços domésticos.

As simulações de longo prazo do modelo de armazenagem corroboram a tendência de expansão da produção do milho segunda safra, e, conseqüentemente, níveis maiores de disponibilidade, exportação e armazenagem. As simulações evidenciam relação inversa entre os estoques e preços esperados, assim como estoques e área plantada.

A possibilidade de atualizar os parâmetros estabelecidos inicialmente no modelo de armazenagem, ajustar novos modelos a cada momento e encontrar equilíbrios de mercado em períodos futuros é a principal contribuição deste tipo de estudo. O trabalho avança na modelagem de armazenamento ao analisar os estoques em dois períodos dentro de um mesmo ano-safra, primeira e segunda safras com as características do mercado brasileiro, até então não discutidos na literatura.

No quarto capítulo, foram analisadas as relações de preços de milho no mercado brasileiro, em especial, os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base listado na Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3).

Diferente de outros produtos agropecuários que têm seus preços predominantemente formados no mercado internacional, os preços de milho no Brasil são altamente sensíveis a choques regionais de oferta e demanda. A elevada variação nos preços ocorre, principalmente, em função da importância do consumo interno, o que tende a provocar oscilações expressivas nos preços em direção contrária aos choques de oferta.

Diante as expressivas variações regionais nos preços do milho, a Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3) oferece o contrato futuro de base de preço de milho. Tecnicamente, este contrato permite que os agentes fixem o preço do cereal em diferentes regiões do País. No entanto, este modelo de contrato atualmente não apresenta liquidez na Bolsa. A sofisticação crescente do negócio do milho exige soluções inovadoras para o gerenciamento do risco de preços do produto, mas que nem sempre são aproveitadas e/ou entendidas pelos agentes de mercado.

A presença de algum tipo falha de mercado e/ou assimetria de transmissão de preços entre as regiões de referência pode vir a inibir os agentes a fazer uso deste novo contrato. Nesta perspectiva, o quarto capítulo deste trabalho tem como objetivo contribuir para a melhor

compreensão das relações de preços entre diferentes regiões, especialmente as de referência do contrato futuro de base.

Os resultados sugerem que aumentos e quedas nos preços do cereal em Campinas/SP são transmitidos proporcionalmente a diferentes regiões. Além do melhor entendimento das relações de preços deste mercado, os resultados indicam que os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base de milho apresentam forte relação com os preços no mercado paulista. Nesta perspectiva, os resultados apontam que a ferramenta disponibilizada pela Bolsa (o contrato futuro de base) pode ser um importante mecanismo de gestão de risco de base e aumento da eficiência do hedge (seguro de preço) de milho no Brasil, facilitando a fixação do preço regional por compradores ou vendedores, diante da maior visibilidade de preço.

A análise conduzida neste trabalho é uma contribuição para o melhor entendimento do mercado brasileiro de milho e não tem a pretensão de esgotar o assunto. Novos trabalhos visando avaliar as recentes mudanças estruturais deste mercado, em especial aspectos relacionado a tomada de decisão de armazenagem e possíveis mecanismos para diminuir o risco de variações indesejadas nos preços, por exemplo, serão fundamentais para ampliar o conhecimento sobre este mercado.

ANEXOS

Anexo A – Plantio e colheita do milho primeira safra

Estado / Região	22/Set a 21/Dez Primavera			21/Dez a 20/Mar Verão			20/Mar a 21/Jun Outono			21/Jun a 22/Set Inverno		
	Out.	Nov.	Dez.	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.
Norte												
RR	C	C	C				P	P	P		C	C
RO	P	P	P		C	C	C	C				
AC	P	P	P		C	C	C	C				
AM	P	P	P		C	C	C	C	C			
AP			P	P	P	P	C	C	C	C	C	
PA	P	P	P		C	C	C	C	C			
TO		P	P	P	C	C	C	C	C			
Nordeste												
MA	P	P	P	P	P		C	C	C	C	C	C
PI		P	P	P	P		C	C	C	C	C	
CE	C			P	P	P	P	C	C	C	C	C
RN						P	P	P	P/C	C	C	C
PB	C	C		P	P	P	P	P	P	P/C	C	C
PE				P	P	P	P/C	P/C	C	C	C	
BA	P	P	P	P	P	P/C	C	C	C	C	C	
Centro-Oeste												
MT	P	P	P		C	C	C	C	C			
MS	P	P	P		C	C	C					P
GO	P	P	P			C	C	C	C			
DF		P	P		C	C	C					
Sudeste												
MG	P	P	P		C	C	C	C	C			
ES	P	P	P		C	C	C	C				
RJ	P	P	P		C	C	C	C				
SP	P	P	P	C	C	C	C	C				P
Sul												
PR	P	P		C	C	C	C	C			P	P
SC	P	P	P	P/C	C	C	C	C	C		P	P
RS	P	P	P	P/C	C	C	C	C	C		P	P

C= Colheita

P= plantio

P/C Plantio e Colheita

Fonte: Conab (2017).

Anexo B – Plantio e colheita do milho segunda safra

Estado / Região	22/Set a 21/Dez			21/Dez a 20/Mar			20/Mar a 21/Jun			21/Jun a 22/Set		
	Primavera			Verão			Outono			Inverno		
	Out.	Nov.	Dez.	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.
Norte												
RO					P	P	P	P	C	C	C	
TO					P	P	P	P	C	C	C	
Nordeste												
MA					P	P	P		C	C		
PI	C					P	P	P	P/C	C	C	C
AL	C	C	C				P	P	P	P	C	C
SE	C	C	C	C				P	P			C
BA	C	C	C				P	P	P			C
Centro-Oeste												
MT				P	P	P		C	C	C	C	
MS				P	P	P			C	C	C	C
GO				P	P	P			C	C	C	
DF				P	P	P			C	C	C	
Sudeste												
MG	C			P	P	P	P	P	C	C	C	C
SP					P	P	P	P	C	C	C	C
Sul												
PR				P	P	P		C	C	C	C	C

C= Colheita

P= plantio

P/C Plantio e Colheita

Fonte: Conab (2017).

Anexo C. Resultado dos testes de raiz unitária Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS) para as séries de preços nas regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Em nível		Na primeira diferença	
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Campinas/SP	3;2	0,616	0,498	0,048	0,044
Ponta Grossa/PR	2;1	0,798	0,603	0,074	0,059
Cascavel/PR	3;2	0,635	0,513	0,049	0,045
Chapecó/SC	2;1	0,831	0,628	0,079	0,064
Triângulo Mineiro/MG	2;2	0,744	0,563	0,061	0,054
Rio Verde/GO	2;3	0,788	0,595	0,055	0,051
Sorriso/MT	3;2	0,646	0,521	0,067	0,059
Dourados/MS	2;1	0,850	0,643	0,063	0,051
Barreiras/BA	3;2	0,576	0,464	0,095	0,082

Notas: Os valores críticos obtidos em Kwiatkowski *et al.* (1992). Modelo 1: na versão com tendência, valores críticos a 1% = 0,216 e 5% = 0,146.

Modelo 1: na versão com tendência, valores críticos a 1% = 0,216 e 5% = 0,146.

Modelo 2: na versão sem tendência, valores críticos a 1% = 0,216 e 5% = 0,146.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Anexo D. Resultado dos testes de raiz unitária Phillips-Perron (PP) para as séries de preços nas regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Em nível			Na primeira diferença		
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Campinas/SP	3;2	-0,188	-2,571	-2,497	-11,269	-11,243	-11,257
Ponta Grossa/PR	2;1	-0,082	-2,245	-2,033	-10,812	-10,787	-10,800
Cascavel/PR	3;2	-0,099	-2,449	-2,339	-11,255	-11,230	-11,242
Chapecó/SC	2;1	-0,099	-2,191	-1,990	-11,916	-11,889	-11,902
Triângulo Mineiro/MG	2;2	-0,108	-2,324	-2,057	-10,368	-10,345	-10,357
Rio Verde/GO	2;3	-0,050	-2,090	-1,910	-10,734	-10,712	-10,722
Sorriso/MT	3;2	0,030	-2,070	-1,883	-13,099	-13,083	-13,088
Dourados/MS	2;1	-0,097	-2,241	-2,182	-11,914	-11,885	-11,901
Barreiras/BA	3;2	-0,033	-2,126	-1,712	-12,461	-12,465	-12,447

Notas: valores críticos do teste obtidos em Phillips-Perron (1988).

Modelo 1: na versão sem constante, valores críticos a 1% = -2,580 e 5% = -1,950.

Modelo 2: na versão com constante e sem tendência, valores críticos a 1% = -3,982 e 5% = -3,422.

Modelo 3: na versão com constante e com tendência, valores críticos a 1% = -3,445 e 5% = -2,872.

Fonte: Resultados da pesquisa.